

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA NÁRODOHOSPODÁŘSKÁ

Kvantitativní uvolňování jako forma nekonvenční monetární politiky ve Spojeném
království

Quantitative Easing as Unconventional Monetary Policy in the United Kingdom

Student: Bc. Silvie Obdržálková
Vedoucí diplomové práce: prof. Ing. Lumír Kulháněk, CSc.

Ostrava 2018

VŠB - Technická univerzita Ostrava
Ekonomická fakulta
Katedra národohospodářská

Zadání diplomové práce

Student:

Bc. Silvie Obdržálková

Studijní program:

N6202 Hospodářská politika a správa

Studijní obor:

6202T027 Národní hospodářství

Téma:

Kvantitativní uvolňování jako forma nekonvenční monetární politiky ve
Spojeném království
Quantitative Easing as Unconventional Monetary Policy in the United
Kingdom

Jazyk vypracování:

čeština

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
 2. Nekonvenční monetární politika a její formy
 3. Charakteristika regresních modelů
 4. Empirická analýza dopadů kvantitativního uvolňování
 5. Závěr
- Seznam použité literatury
Seznam zkratk
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce
Seznam příloh
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

- ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.
- HAUSKEN, Kjell and Mthuli NCUBE. *Quantitative easing and its impact in the US, Japan, the UK and Europe*. New York: Springer, 2013. 123 s. ISBN 978-1-4614-9645-8.
- REVENDA, Zbyněk a kol. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 5. aktualiz. vyd. Praha: Management Press, 2014. 424 s. ISBN 978-80-7261-279-6.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **prof. Ing. Lumír Kulhánek, CSc.**

Datum zadání: 24.11.2017

Datum odevzdání: 27.04.2018



Ing. Jiří Balcar, Ph.D.
vedoucí katedry

prof. Dr. Ing. Zdeněk Zmeškal
děkan fakulty

Prohlašuji, že jsem diplomovou práci na téma Kvantitativní uvolňování jako forma nekonvenční monetární politiky ve Spojeném království, včetně všech příloh, vypracovala pod vedením vedoucího diplomové práce samostatně za použití v práci uvedených pramenů a literatury. Dále prohlašuji, že tato diplomová práce nebyla využita k získání jiného nebo stejného titulu.

V Ostravě dne 26. 4. 2018



.....
Silvie Obdržálková

Ráda bych vyjádřila poděkování svému vedoucímu diplomové práce prof. Ing. Lumíru Kulhánkovi, CSc. za jeho cenné rady, připomínky, zájem a čas, který mi věnoval při vedení mé diplomové práce. Dále bych chtěla poděkovat své rodině a přátelům za podporu během studia.



.....
Silvie Obdržálková

Obsah

1 Úvod.....	5
2 Nekonvenční monetární politika a její formy	6
2.1 Nekonvenční nástroje monetární politiky	6
2.2 Charakteristika kvantitativní uvolňování	7
2.2.1 Transmisní mechanismus a jeho kanály	8
2.2.2 Monetární politika a hrubý domácí produkt.....	13
2.3 Dopady kvantitativního uvolňování ve Spojeném království a dalších zemích....	14
2.3.1 Závěry výzkumů ve Spojeném království.....	14
2.3.2 Závěry výzkumů v dalších zemích.....	18
3 Charakteristika regresních modelů.....	23
3.1 Ekonometrické modelování.....	23
3.2 Analýza časových řad.....	24
3.2.1 Vlastnosti časových řad.....	24
3.2.2 Dekompozice časových řad.....	25
3.2.3 Korelační matice	26
3.3 Odhad metodou nejmenších čtverců	26
3.4 Statistická verifikace	28
3.5 Ekonometrická verifikace.....	31
3.5.1 Autokorelace reziduální složky a její testování.....	31
3.5.2 Heteroskedasticita a její testování	33
3.5.3 Multikolinearita a její testování.....	35
3.5.4 Normalita reziduální složky a její testování	37
3.5.5 Ověření správnosti specifikace modelu.....	38
3.6 Ekonomická verifikace.....	40
4 Empirická analýza dopadů kvantitativního uvolňování	41
4.1 Analýza časových řad a testování jejich stacionarity	41

4.2 Formulace a odhad modelu	49
4.3 Statistická verifikace odhadnutého modelu.....	53
4.4 Ekonometrická verifikace odhadnutého modelu	54
4.5 Ekonomická verifikace výsledného modelu.....	58
5 Závěr	61
Seznam použité literatury	63
Seznam zkratk	68

1 Úvod

Kvantitativní uvolňování představuje nekonvenční nástroj měnové politiky, používaný v období nízké či záporné inflace. Centrální banky k němu mohou přistoupit právě v případě, kdy tradiční nástroje selhávají, zejména v období nízkých úrokových sazeb. Kvantitativní uvolňování funguje prostřednictvím transmisního mechanismu, kdy centrální banka nakupuje dlouhodobá aktiva od ekonomických subjektů, čímž zvyšuje jejich cenu a tím i likviditu v bankovním sektoru. V důsledku toho klesají úrokové sazby, úvěry se stávají dostupnějšími, čímž je podpořena spotřeba a investice. Výsledným efektem v ekonomice je růst inflace, podpora hospodářského růstu a pokles nezaměstnanosti. Dopad kvantitativního uvolňování na hospodářský růst stále zůstává předmětem diskuzí.

Cílem práce je zjistit, do jaké míry ovlivnilo kvantitativní uvolňování reálný hrubý domácí produkt ve Spojeném království. Pro analýzu je použit odhad vícerozměrného regresního modelu metodou nejmenších čtverců. Jsou použita čtvrtletní data a model je odhadnut pro období let 1998 až 2017. Data jsou čerpána ze statistik OECD, FRED a Bank of England. Práce je členěna do pěti kapitol.

V druhé kapitole je nastíněn teoretický vhled do problematiky nekonvenční monetární politiky a jejich nástrojů, dále je popsán vztah mezi monetární politikou a hrubým domácím produktem (HDP). V kapitole je také popsáno fungování kvantitativního uvolňování včetně transmisního mechanismu. Pozornost je dále věnována průběhu kvantitativního uvolňování ve Spojeném království a v dalších zemích, a to společně s empirickými výsledky již hotových analýz dopadů kvantitativního uvolňování.

V třetí kapitole je teoreticky popsán regresní model, postup ekonometrického modelování, odhad modelu a použité metody při jeho následném testování statistické, ekonometrické a ekonomické významnosti.

Ve čtvrté kapitole jsou popsány vlastnosti časových řad vybraných proměnných, následně je odhadnut vícerozměrný regresní model metodou nejmenších čtverců. Dále je testována statistická a ekonometrická verifikace pomocí vybraných grafických a sofistikovaných testů. Ekonomická verifikace je interpretací výsledků ekonometrického modelu.

2 Nekonvenční monetární politika a její formy

V této kapitole je představena nekonvenční měnová politika, provázanost nástrojů monetární politiky s hospodářským růstem, teoretický rámec kvantitativního uvolňování a jeho působení prostřednictvím transmisního mechanismu. Současně jsou uvedeny výsledky analýz zaměřených na dopady kvantitativního uvolňování ve Spojeném království, ale i v dalších zemích.

2.1 Nekonvenční nástroje monetární politiky

Centrální banky využívají své nástroje k dosažení cíle cenové stability, a to prostřednictvím regulace měnové báze, úrokových sazeb, popř. měnového kurzu. Nástroje mohou být buďto běžně nebo výjimečně používané, dále mohou být administrativní (přímé) nebo tržní (nepřímé), mohou se však také prolínat. Tržní nástroje jsou v tržní ekonomice spíše využívány, jedná se zejména o operace na volném trhu, povinné minimální rezervy, diskontní nástroje (poskytování úvěrů centrální bankou) a kursově intervence. Mezi administrativní nástroje patří limity úrokových sazeb a úvěrů (Revenda, 2014). Dalšími administrativními nástroji jsou pravidla likvidity, což je závazné stanovení struktury aktiv a pasiv obchodních bank a povinné vklady obchodních bank u centrální banky (Kliková, Kotlán a kol., 2012).

Pokud se nedaří zvýšit cenovou hladinu k dosažení inflačního cíle, respektive podpořit hospodářský růst tradičními nástroji měnové politiky, přistupují centrální banky k dalším, tedy nekonvenčním nástrojům. Bývá to zejména v případě, kdy jsou úrokové sazby takřka na nulové hranici, případně je narušen úrokový či úvěrový kanál transmisního mechanismu měnové politiky. Mezi tyto nekonvenční nástroje patří např. signalizace měnové politiky, využití záporných úrokových sazeb, devizové intervence, kvantitativní a kvalitativní uvolňování.

V případě signalizace měnové politiky¹ centrální banka poskytuje informace o svých budoucích záměrech v oblasti měnové politiky, čímž působí na očekávání ekonomických subjektů. Jedná se o informace o vývoji úrokových sazeb, nákupu aktiv atd. Ekonomické subjekty na základě těchto informací přizpůsobí své chování, čímž je realizován dopad na hospodářství. Nástroj začala používat např. Evropská centrální banka v roce 2013 (ECB, 2017).

¹ Nástroj signalizace měnové politiky bývá taktéž označován jako forward guidance (FG)

K záporným úrokovým sazbám přistoupila v roce 2014 např. centrální banka Švédska, Švýcarska, Dánska, Japonska, ale také Evropská centrální banka. Peněžní vklady tak nejsou zhodnocovány, naopak je určité procento z vkladů strženo. Snahou je přimět ekonomické subjekty k upřednostnění spotřeby a investic namísto spoření (Finance.cz, 2017).

U devizových intervencí jde o ovlivňování měnového kurzu domácí měny vůči ostatním měnám na devizovém trhu. Intervence jsou realizovány prostřednictvím nákupů či prodeje aktiv denominovaných v cizích měnách za aktiva denominovaná v domácí měně (Jílek, 2013). K devizovým intervencím přistoupila např. Česká národní banka v roce 2013, kdy nakupovala eura a prodávala českou korunu, čímž chtěla podpořit spotřebu, export a ekonomický růst (ČNB, 2013).

Při kvalitativním uvolňování centrální banka mění svou strukturu aktiv. Některé cenné papíry jsou prodány a jsou nakoupena aktiva s jinými charakteristikami. Rozdíl je zejména v likviditě, době splatnosti či rizikovosti. Na rozdíl od kvantitativního uvolňování při těchto operacích neroste rozvaha centrální banky (ČNB, 2009).

2.2 Charakteristika kvantitativní uvolňování

Ke kvantitativnímu uvolňování centrální banky přistupují, pokud jsou úrokové sazby nastaveny na takřka nulové hranici a tradiční nástroj snižování úrokových sazeb pro podporu růstu inflace a ekonomického růstu již není možné použít. Podle Jílka (2013, s. 20) se kvantitativním uvolňováním rozumí *„koupě domácích finančních aktiv (tj. nejenom domácích vládních dluhopisů) centrální bankou od obchodních bank a nebankovních jednotek, a to v takové výši že dochází ke (značnému) navýšení bilanční sumy centrální banky.“* Podle Breedona a kol. (2012) se jedná o velké nákupy finančních aktiv, v důsledku čehož rostou rezervy bank, a tím i likvidita v ekonomice. Podle Revendy (2011) tím, že jsou úrokové sazby centrální banky takřka na nulové úrovni a je tak zvýšená dostupnost jejich úvěrů, je obtížné určit, kde kvantitativní uvolňování začíná. Může to být v situaci, kdy zvýšené rezervy obchodních bank způsobené zvýšeným objemem půjček rostou rychleji než měnové agregáty. To znamená, že peněžní multiplikátory dlouhodoběji klesají.

Výsledkem kvantitativního uvolňování je nárůst likvidity v ekonomice a snížení strmosti výnosových křivek². Při nákupu aktiv jsou finanční částky připsány na rezervní účet komerčních bank u banky centrální, čímž nové peníze nevznikají. Pokud však centrální banka nakupuje od nebankovního subjektu, finanční částky jsou připsány na účet komerční banky, u které má daný subjekt účet. Následně pak daná komerční banka částku připíše na účet subjektu, čímž vznikají nové peníze. Při nenulových úrokových sazbách jsou rezervy úročeny danou úrokovou mírou, pokud je však úroková sazba takřka nulová, likviditu není nutné stahovat. Umožněním zadlužení podniků při nízké úrokové sazbě, vede QE ke zvýšení inflace, HDP a zaměstnanosti (Jílek, 2013).

2.2.1 Transmisní mechanismus a jeho kanály

Centrální banka dosahuje svých cílů prostřednictvím nástrojů již zmiňovaných v kapitole 2.1. nebo pomocí kvantitativního uvolňování. Pomocí nástrojů jsou nejdříve ovlivněna operativní kritéria, která pak působí na zprostředkující kritéria (střednědobá). Ta nakonec ovlivní konečný cíl monetární politiky (Kliková, Kotlán a kol., 2012). Obecné schéma transmisního mechanismu je zobrazeno v obrázku 2.1. Podle Jílka (2013) je transmisní mechanismus řetězec hospodářských vazeb, který zabezpečuje dosažení vybraného cíle na základě použitého nástroje, jinak řečeno se jedná o způsob, jakým operativní kritérium působí na konečný cíl.

Obr. 2.1: Obecné schéma transmisního mechanismu



Zdroj: vlastní zpracování podle Klikové, Kotlána a kol. (2012)

Dosažení konečného cíle je však podmíněno několika aspekty. Jedná se zejména o schopnost centrální banky ovlivnit svými nástroji operativní kritérium. Dále je žádoucí, aby vazby mezi vývojem operativního kritéria a zprostředkujícího kritéria byly stabilní nebo se alespoň daly odhadnout. To samé platí pro vazby mezi zprostředkujícím kritériem a cílem měnové politiky (Revenda, 2011).

² Výnosová křivka reflektuje vztah mezi výnosem do doby splatnosti, respektive úrokovou mírou a lhůtou splatnosti (Revenda, 2011).

Kliková, Kotlán a kol. (2012) zmiňují monetaristický peněžní transmisní mechanismus, který je zobrazen v obrázku 2.2. Prostřednictvím zvýšené monetární báze³ v důsledku nakoupených cenných papírů dojde ke zvýšení peněžní zásoby⁴ a následného růstu cenové hladiny⁵.

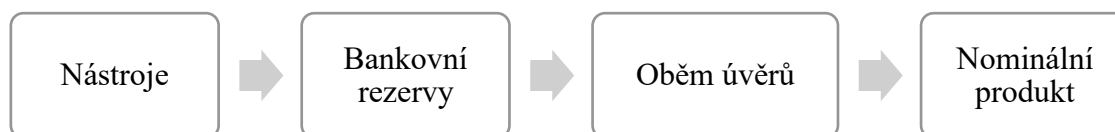
Obr. 2.2: Monetaristický transmisní mechanismus



Zdroj: vlastní zpracování podle Klikové, Kotlána a kol. (2012)

Úvěrový transmisní mechanismus je zobrazen v obrázku 2.3 a funguje tak, že centrální banka ovlivní velikost bankovních rezerv, což má vliv na objem poskytovaných úvěrů v ekonomice. Množství úvěrů má následně vliv na velikost nominálního produktu.

Obr. 2.3: Úvěrový transmisní mechanismus



Zdroj: vlastní zpracování podle Klikové, Kotlána a kol. (2012)

Úrokovým transmisní mechanismus je zobrazen v obrázku 2.4 a bývá označován také jako keynesiánský transmisní mechanismus, jelikož se jedná o proces stabilizační měnové politiky zaměřující se zejména na stimulaci HDP a zaměstnanosti, přičemž stabilizace inflace je podle keynesiánské hospodářské politiky cíl sekundární. Pomocí nastavení nízkých administrativních úrokových sazeb jsou prostřednictvím dlouhodobých úrokových sazeb ovlivněny agregátní výdaje, zejména investice, čímž je dosaženo hospodářského růstu. Jak ale samotní autoři uvádějí, vztah mezi krátkodobou

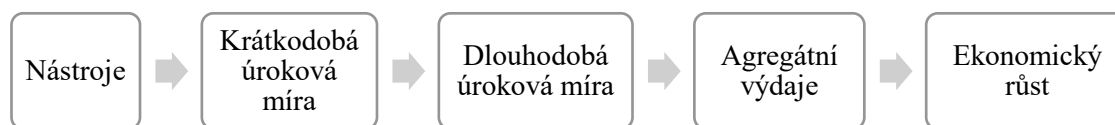
³ Část peněžní zásoby, kterou je centrální banka schopna přímo ovlivnit (oběživo a rezervy) (Kliková, Kotlán a kol., 2012).

⁴ Peněžní zásoba je veškerou nabídkou peněz v ekonomice (oběživo a veškerá depozita). Jedná se o jednotlivé měnové agregáty M1, M2, M3. Růst peněžní zásoby závisí na velikosti peněžního multiplikátoru (Kliková, Kotlán a kol., 2012).

⁵ Vztah mezi velikostí peněžní zásoby a cenovou hladinou popisuje rovnice směny ($M \cdot V = P \cdot Y$). Tedy pokud se nezmění velikost reálného výstupu (Y) a rychlost obrátu peněz (V), je pokles peněžní zásoby (M) doprovázen poklesem cenové hladiny (P) (Kliková, Kotlán a kol., 2012).

a dlouhodobou úrokovou sazbou⁶ je přinejmenším sporný, což potvrzuje také Revenda (2011).

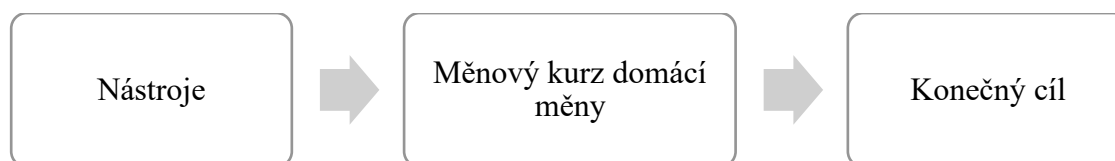
Obr. 2.4: Úrokový transmisní mechanismus



Zdroj: vlastní zpracování podle Revendy (2011)

Kurzový transmisní mechanismus je zobrazen v obrátku 2.5 a funguje prostřednictvím ovlivnění peněžní zásoby stejně jako u měnového transmisního mechanismu. Vklady v zahraničních měnách jsou totiž součástí měnového agregátu M1. Růst peněžní zásoby způsobí znehodnocení domácí měny. Vývoj měnového kurzu je buďto konečným cílem nebo kritériem transmisního mechanismu, kdy znehodnocená domácí měna podporuje růst HDP, inflace a zaměstnanosti.

Obr. 2.5: Kurzový transmisní mechanismus



Zdroj: vlastní zpracování podle Revendy (2011)

Transmisní mechanismus působí paralelně více cestami, tzv. kanály měnové politiky. Působení transmisního mechanismu těmito kanály má za následek několik efektů. Podle Revendy (2011) jsou jako operativní kritéria používána měnová báze, případně rezervy bank nebo krátkodobá úroková míra.

Podle Jílka (2013) je operativním kritériem kvantitativního uvolňování snížení strmosti výnosové křivky, tedy nákupy státních a podnikových dluhopisů jsou sníženy střednědobé a dlouhodobé úrokové míry, čímž centrální banka umožní další zadlužování vlády a podniků při nízkých úrokových sazbách. Tím je kvantitativní uvolňování spojeno se zvýšením inflace, HDP a zaměstnanosti.

⁶ Vztah mezi krátkodobou a dlouhodobou úrokovou sazbou vysvětluje např. teorie preferovaného umístění, podle které je trh bankovních úvěrů v zásadě jednotný a pokud se objeví výhodnější možnosti z hlediska úrokové sazby, ekonomické subjekty změní preference. Podle preference se mění poptávka, a podle poptávky je utvářena cena (úroková sazba)

Podle většiny autorů (Haldane a kol., 2016; Hausken a Ncube, 2013; Joyce a kol. 2011) je transmisní mechanismus kvantitativního uvolňování složitější a funguje prostřednictvím několika kanálů, jejichž výsledkem jsou různé efekty. Tito autoři zmiňují *signalizační kanál*, *kanál vyrovnání portfolia*, *kanál likvidity*, *úvěrování* a *kanál směnného kurzu*.

Při použití běžných nástrojů monetární politiky transmisní mechanismus funguje například prostřednictvím signalizačního kanálu a kanálu směnných kurzů. Některé kanály jsou však s kvantitativním uvolňováním spojeny výrazněji nebo jsou modifikovány právě pro nekonvenční období. Kanál vyrovnání portfolia a kanál likvidity jsou v případě kvantitativního uvolňování jedinečné (Haldane a kol., 2016). Transmisní mechanismus kvantitativního uvolňování je zobrazen v obrázku 2.6.

Prostřednictvím *signalizačního kanálu* jsou poskytovány informace ekonomickým subjektům ze strany centrální banky. Ti pak mají povědomí o pravděpodobném budoucím směřování měnové politiky. Nákup velkého množství dlouhodobých aktiv v rámci kvantitativního uvolňování má stejný efekt, jako závazek centrální banky udržet v budoucnu nízké úrokové sazby. V případě zvýšení úrokových sazeb by totiž měla obrovské ztráty aktiv, které nakoupila v rámci kvantitativního uvolňování. Signalizační kanál utváří očekávání a důvěru ekonomických subjektů, dále přispívá k efektu růstu cen aktiv.

Nákupem velkého množství aktiv ze soukromého sektoru v rámci kvantitativního uvolňování mění centrální banka relativní zásobu nabízených aktiv, a tím vyvolává vyrovnávací změny jejich relativních výnosů. Vzhledem k tomu, že zisky obdržené z prodeje aktiv a finanční aktiva zakoupená v rámci kvantitativního uvolňování nejsou dokonalé substituty, mohou se prodejci finančních aktiv pokoušet o opětovné vyvážení svých portfolií nákupem jiných aktiv, která mají podobné vlastnosti jako prodaná aktiva. Tento proces proto dále tlačí nahoru ceny aktiv nakupovaných v rámci kvantitativního uvolňování, stejně jako ceny jejich blízkých substitutů. Tento proces, jehož efektem je růst cen aktiv a s tím související snížení jejich výnosů je realizován prostřednictvím *kanálu vyrovnání portfolia*.

V důsledku nákupů cenných papírů a následné tvorby bankovních rezerv je prostřednictvím *kanálu likvidity* zvýšeno množství peněz v ekonomice. Zvýší

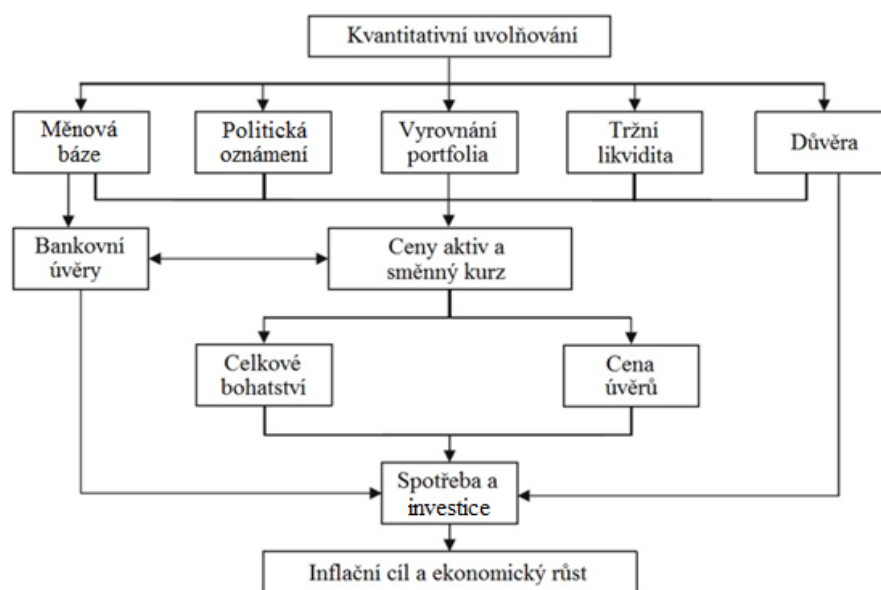
se tak množství peněz v rukou investorů, roste cena aktiv, čímž dojde také ke snížení výnosů státních dluhopisů (Hausken a Ncube, 2013; Joyce 2011).

Zvýšení spotřeby ekonomických subjektů v rámci kvantitativního uvolňování je způsobeno jak rostoucím bohatstvím držitelů aktiv v důsledku růstu cen aktiv, tak prostřednictvím *úvěrového kanálu*. Částky získané nákupy aktiv ze strany centrální banky jsou připisovány na rezervní účty komerčních bank, přičemž tato zvýšená likvidita v bankovním sektoru způsobuje pokles cen úvěrů, který podněcuje ekonomické subjekty k vyšší poptávce po úvěrech (Hausken a Ncube, 2013; Joyce, 2011; Kliková, Kotlán a kol., 2012). Při nízkých úrokových sazbách se také zvyšuje ochota věřitelů poskytovat nové úvěry, v důsledku nižšího rizika selhání dlužníků. Dále se zvyšuje ochota podniků emitovat více dluhových cenných papírů, zejména dlouhodobých. (Jílek, 2013).

Haldane a kol. (2016) navíc zmiňují *kanál směnného kurzu*, který je důsledkem měnících se rozdílů úrokových sazeb nebo rizikových prémie a očekávání vývoje směnných kurzů. Kvantitativní uvolňování snižuje hodnotu domácích aktiv oproti zahraničním aktivům, což způsobuje znehodnocení domácí měny.

Efekty, které jsou vyvolány změnou nastavení nástroje monetární politiky a prostřednictvím kanálů transmisního mechanismu, podněcují zvýšení spotřeby ekonomických subjektů, čímž pak roste agregátní poptávka. Zvýšená poptávka vede podniky k dalším investicím. Výsledkem je pak dosažení inflačního cíle, dále také stimulace hospodářského růstu a pokles míry nezaměstnanosti.

Obr. č. 2.6: Transmisní mechanismus kvantitativního uvolňování



Zdroj: vlastní zpracování podle Hausek a Ncube (2013)

2.2.2 Monetární politika a hrubý domácí produkt

Hlavním cílem většiny centrálních bank je cenová stabilita. Pro Bank of England je cíl definován v podobě inflace na úrovni 2 % a v rámci tohoto cíle podporuje hospodářskou politiku vlády včetně hospodářského růstu a dosahování přirozené míry nezaměstnanosti. Hospodářský růst se nejčastěji měří změnou reálného HDP. Pokud je HDP vyjádřený reálně, vyjadřuje hodnotu produkce ve stálých cenách, tedy oceněnou cenami určitého základního období. HDP vyjádřený nominálně, tedy v běžných cenách, vyjadřuje hodnotu objemu produkce v cenách roku, ve kterém je měřena. Při sledování HDP ve stálých cenách tedy není zohledněn růst cen (Kliková, Kotlán a kol., 2012). Podle Jílka (2013) mají nástroje monetární politiky dopad nejen na inflaci, ale také na reálný HDP a nezaměstnanost, a to v důsledku fungování transmisního mechanismu, kdy např. snižování úrokových měr způsobí růst HDP a zaměstnanosti. Ve vyspělých zemích trvá přibližně rok, než mají kroky centrální banky větší dopad na HDP, nicméně konkrétní rozsah dopadu a jeho zpoždění závisí na mnoha dalších faktorech. V dlouhodobém horizontu ale monetární politika ovlivňuje pouze inflaci. Pokud by centrální banka dlouhodobě stimulovala HDP, mělo by to za následek stále vyšší inflaci bez většího efektu na reálný HDP. Dopad měnové politiky na reálný HDP je tedy krátkodobý, čehož mohou využívat politikové, kteří hledí v důsledku volebního období na krátkodobé výsledky, nikoli na celkové hospodářské zdraví země. V dlouhodobém horizontu závisí vývoj HDP na jiných faktorech, než je monetární politika. Jedná se např. o technologický pokrok, kvalita lidského kapitálu, počasí atd.

V ekonomice existuje vztah mezi inflací a reálným HDP také bez zásahů nástrojů monetární politiky. Pokud podniky v ekonomice fungují na úrovni potenciálního HDP⁷, produkce nezpůsobuje tlaky na cenovou hladinu a existuje rovnováha mezi poptávkou a nabídkou domácí produkce. Pokud se však reálná ekonomika nenachází v této rovnováze, je zapotřebí aktivní hospodářské politiky, ať už fiskální nebo monetární.

Jak tvrdí Jílek (2013, s. 265): „*Od počátku 80. let Bank of England úrokové míry snižovala až na hodnotu 0,5 % (od března 2009), přestože inflace v roce 2011 převyšovala 5 %. Z toho je patrné, že Bank of England se snažila o podporu hospodářského růstu, a to bez ohledu na inflaci.*“ Cílem kvantitativního uvolňování

⁷ Produkt, při kterém jsou plně využity zdroje ekonomiky (Kliková, Kotlán a kol., 2012)

ve Spojeném království nebyl pouze návrat k inflačnímu cíli, zejména však vypořádat se s dopady hospodářské krize, tedy podpora růstu HDP.

2.3 Dopady kvantitativního uvolňování ve Spojeném království a dalších zemích

Kvantitativní uvolňování jako netradiční nástroj měnové politiky bylo použito nejen ve Spojeném království, ale také v dalších vyspělých zemích. Konkrétně v USA, v Japonsku a v eurozóně. Autoři většiny empirických studií zaměřujících se na dopad kvantitativního uvolňování se shodují v závěrech, že použití tohoto netradičního nástroje měnové politiky vede k růstu inflace, ale i HDP, zaměstnanosti, cen akcií a dalších determinant. Někteří autoři však označili kvantitativní uvolňování jako příliš nepřímou politiku, jelikož ve svých analýzách neshledali statisticky významný vliv na determinanty jako jsou dlouhodobé úrokové sazby, mezibankovní úrokové sazby, směnný kurz atd.

2.3.1 Závěry výzkumů ve Spojeném království

Monetární politika je ve Spojeném království realizována centrální bankou Bank of England, inflační cíl však stanovuje vláda, a za jeho plnění je pak odpovědný Výbor pro měnovou politiku (MPC)⁸. Pravomoc ve stanovení úrokových měr centrální bance, respektive Výboru pro měnovou politiku delegovalo ministerstvo financí (Jílek, 2013).

Přistoupení ke kvantitativnímu uvolňování v březnu roku 2009 ve Spojeném království bylo reakcí na hospodářskou krizi, kdy ekonomika vykazovala pokles HDP zhruba okolo 2 %, inflace měla klesající tendenci⁹ a administrativní úrokové sazby byly od března roku 2009 stanoveny na téměř nulové hranici, konkrétně 0,5 %. Před hospodářskou krizí Bank of England využívala standartní nástroje měnové politiky jako krátkodobé tržní operace, Repo operace a další (Kubátová a kol., 2016). Pro oživení ekonomiky po krizi tehdejší ministr financí Alistair Darling schválil pro Bank of England sestavení nástroje koupě aktiv¹⁰ pro účely měnové politiky. V únoru 2009 pak tehdejší guvernér Bank of England Mervyn King zažádal o povolení rámec využít, což mu bylo

⁸ MPC – Monetary Policy Committee, byl zřízen v roce 1998 zákonem o centrální bance. Skládá se z guvernéra, dvou viceguvernéřů, dvou členů jmenovaných po dohodě s ministrem financí a čtyř členů jmenovaných ministrem financí. Schází se měsíčně a jejich jednání se účastní zástupce Ministerstva financí, avšak bez hlasovacího práva (Jílek, 2013).

⁹ Zhruba od poloviny roku 2008 klesala z 5 % až pod hranici na úroveň okolo 1 % v třetím čtvrtletí roku 2009

¹⁰ APF – Asset Purchase Facility, v rámci tohoto nástroje Bank of England Asset Purchase Facility Fund Ltd (BEAPFF) jako 100% dceřiná společnost Bank of England kupovala zejména britské státní dluhopisy financované úvěrem of Bank of England. Následně byla úloha rozšířila tak, že společnost může být použita jako nástroj měnové politiky na žádost MPC (Jílek, 2013).

následující měsíc ministrem financí schváleno. Zpočátku banka oznámila, že bude nakupovat aktiva ve výši 75 mld. liber, což by financovala nově vytvořenými penězi. V průběhu roku centrální banka rozpočet ještě dvakrát navýšila, přičemž v listopadu roku 2010 dosáhlo množství zakoupených aktiv částku 200 miliard liber. Většina zakoupených aktiv byly státní dluhopisy, rovněž však byla zakoupena vysoce kvalitní aktiva soukromého sektoru pro podporu toku podnikových úvěrů (politics.co.uk, 2012). V říjnu 2011 se MPC rozhodl zvýšit rozpočet na 275 miliard liber v důsledku obav z dvojnásobné recese a krize v eurozóně (The Guardian, 2015). V současné době je rozpočet v rámci QE ve výši 435 miliard liber a ze zprávy z březnového jednání MPC vyplývá, že rozpočet zůstává nezměněn (BoE, 2018).

Stále zůstává předmětem diskuzí, zda je kvantitativní uvolňování nejlepší způsob, jak vyvést ekonomiku Spojeného království z krize. Samotná Bank of England uvedla, že nejvíce těžily z QE bohaté rodiny díky výslednému růstu cen akcií a dluhopisů, na druhou stranu z něj měli prospěch všichni, a to díky podpoře celkové ekonomiky, a tím i růstu pracovních míst (The Guardian, 2015). V současnosti je ekonomika Spojeného království stabilní¹¹, je však možné, že ukončení QE by mohlo tuto rovnováhu rozvrátit. Je tedy obtížné odhadnout správný čas pro ukončení kvantitativního uvolňování, aby nedošlo k volatilitám a bublinám na finančních trzích, případně k dalším nerovnováhám (Finance Magnates, 2017). Podle poslední zprávy MPC z března 2018 (BoE, 2018) zatím není zřejmé, kdy by k ukončení programu kvantitativního uvolňování mělo dojít, je však jisté, že musí proběhnout postupně.

Jednoznačné závěry o dopadu QE nejsou ani v následujících empirických studiích. Při analýze širšího dopadu kvantitativního uvolňování na ekonomiku Hausken a Ncube (2013) použili metodu VAR modelu, kde jsou sledovány proměnné jako index spotřebitelských cen, výstup, HDP, úrokové sazby, výnosy dluhopisů, měnové agregáty, směnný kurz, nezaměstnanost, ceny nemovitostí, ropy, akcií atd., a to v kvartálech období od roku 1990 do roku 2012. Z analýzy vyplývá, že QE je účinné při zabránění nízké či záporné inflace a také, že podporuje růst reálného HDP a průmyslové výroby. Bez QE by byly nižší inflační očekávání a důvěra spotřebitelů, na druhou stranu výsledky pro směnný kurz a míru nezaměstnanosti nejsou vypovídající.

¹¹ Inflation – 2017/1 – 2018/2 v rozpětí 2,1 – 3,1 %; HDP, růst reálného HDP v roce 2017 celkem 1,7 %

Při analýze vlivu kvantitativního uvolňování na ceny aktiv Spojeného království Joyce a kol. (2011) použili metodu studie událostí zaměřující se na reakci tržních cen v poměrně úzkém intervalu poté, co byly vydány zprávy a oznámení týkající se QE, s cílem zachytit přímou reakci trhu a abstrahovat od jiných faktorů, které mohly také ceny aktiv ovlivnit. Na základě analýzy reakce cen na finančních trzích a odhadů modelů bylo zjištěno, že nákupy aktiv, které byly financovány z rezerv centrální banky, mohly způsobit pokles výnosů střednědobých až dlouhodobých státních dluhopisů, přičemž největší dopad byl zřejmý prostřednictvím portfolio efektu. Proto byl dále analyzován portfolio efekt pomocí dvou různých modelů. První je VAR model, tedy vektorový autoregresní model, druhý GARCH-M model, což je vícerozměrný autoregresní model podmíněný heteroskedasticitě. Podle této ekonometrické analýzy portfolio efektu bylo zjištěno, že dopady QE na finanční trhy jsou v rozsahu, který by se dal očekávat. Největší dopad mělo QE na pokles výnosů státních dluhopisů a bylo zaznamenáno výrazné oživení většiny cen aktiv v roce 2009. Nákupy finančních aktiv v rámci QE mají za následek růst finančních trhů, zejména je zřejmý dopad na výnosy státních dluhopisů, nicméně je třeba dalších analýz pro zkoumání transmisního mechanismu s dopady na širší ekonomiku.

Na tyto širší makroekonomické dopady QE se zaměřili Kapetanios a kol. (2012), a to konkrétně na důsledky první vlny kvantitativního uvolňování ve Spojeném království. Použili tři různé modely pro odhadnutí a srovnání dopadů na výstup a inflaci, přičemž se jedná o různé podoby VAR modelu. V prvním modelu bylo zařazeno 43 proměnných, které zahrnují ukazatele ekonomické aktivity, cenové hladiny, finančního trhu, výnosové křivky, měnové agregáty, úrokové sazby atd. Data jsou na měsíční bázi v období od roku 1993 do roku 2010 a časové řady, které již nebyly vyjádřeny v hodnotách růstu jsou upraveny logaritmickou transformací. Druhý model pracuje s delším obdobím, tedy od roku 1963 do roku 2011 na měsíční bázi a zahrnuje proměnné výnosů státních dluhopisů, růst HDP, CPI, růst agregátu M4, akciového indexu FTSE All-Share, směnného kurzu, mezibankovní úrokové sazby LIBOR atd. Třetí model zahrnuje kvartální data od roku 1968 do roku 2011, kde jsou taktéž zahrnuty proměnné tříměsíční úrokové sazby výnosů státních dluhopisů, rozložení výnosů desetiletých státních dluhopisů¹², růst HDP a CPI. Ve všech modelech pak došli k závěru, že QE má dopad na růst reálného HDP a inflace. Z výsledků prvního modelu je zřejmé, že pokud

¹² rozdíl celkového desetiletého výnosu a tříměsíční úroková sazba

by Bank of England nepřistoupila ke kvantitativnímu uvolňování, reálné HDP by v roce 2009 pokleslo ještě více a inflace by dosáhla nízké nebo dokonce záporné hodnoty. Výsledky dalších dvou modelů podporují závěry prvního modelu. Rozsah účinků však nelze jednoznačně kvantifikovat, jelikož se v různých modelových simulacích značně odlišují. Je také třeba vzít v úvahu, že v rámci analýzy byli autoři zaměřeni na vazbu mezi výnosy státních dluhopisů a makroekonomickými proměnnými a další efekty transmisního mechanismu nebyly do výzkumu zakomponovány. Celková analýza však naznačuje účinnost politiky kvantitativního uvolňování v období krize a nízkých úrokových sazeb.

Další analýzou zaměřenou na širší makroekonomický dopad zkoumali Bernardo a kol. (2013), která byla měřena dopadem kvantitativního uvolňování na růst HDP za použití ekonometrické metody Hendryho „general-to-specific“. Jedná se o ekonometrickou metodu vycházející z obecného dynamického regresního modelu, který je postupně redukován v závislosti na výsledcích testování. Byla použita data od roku 1990 do roku 2012 na čtvrtletní bázi, tedy celkem 92 pozorování. Jako proměnné byly použity nominální HDP, mezibankovní úrokové sazby, bankovní rezervy, aktiva centrální banky, měnový agregát M4 a bankovní půjčky v reálné ekonomice. Podle tohoto modelu se jeví změny úrokových sazeb centrální banky, rezerv bank a poměru aktiv centrální banky jako nevýznamné, což by mohlo znamenat, že QE je příliš nepřímá politika. Mnohem významnější skutečností pro růst HDP je poskytování úvěrů pro domácnosti a firmy. Krokem Bank of England bylo zavedení systému financování úvěrů, tzv. „Funding for Lending scheme“¹³ (FLS), přičemž v rámci tohoto systému dotovala náklady komerčních bank, které vytvářely úvěry pro domácnosti a malé podniky, tedy úvěry pro reálnou ekonomiku. Většina úvěru však v rámci tohoto systému byly hypotéky pro domácnosti, což sice může podnítit růst bohatství a spotřebu, avšak růst cen nemovitostí by mohl dlužníky dlouhodobě zatížit. I přes to je pro zvýšení růstu HDP vhodnější měnová politika zaměřená přímo na růst poskytnutých úvěrů v reálné ekonomice, tedy domácnostem a firmám.

¹³ Program FLS skončil v lednu 2018, nicméně ho vystřídal další program „Term Funding Scheme (TFS), který byl spuštěn v srpnu 2016 a skončil v únoru 2018 (Express, 2018).

2.3.2 Závěry výzkumů v dalších zemích

V USA bylo přistoupeno k politice QE zhruba o půl roku dříve než ve Spojeném království, v Japonsku bylo použito historicky poprvé a Evropská centrální banka k němu přistoupila před třemi lety, což ale způsobuje hodnocení QE na území eurozóny obtížným.

Kvantitativní uvolňování v USA

Federální rezervní systém (FED) přistoupil ke kvantitativnímu uvolňování v listopadu 2008 taktéž se snahou zotavit ekonomiku z hospodářské krize. První vlna QE proběhla od listopadu 2008 do doby, než ekonomika začala opět růst, tedy do června 2010. Růst byl však krátkodobý, FED tudíž obnovil nákupy aktiv, přičemž se jednalo zejména o hypoteční zástavní listy a dlouhodobé státní dluhopisy. Druhá vlna trvala od listopadu 2010 do prosince 2011, třetí od září 2012 do října 2014. Dalšímu rozšíření QE došlo v prosinci 2012, kdy se hovoří buďto o čtvrté vlně QE nebo o rozšíření třetí vlny. FED se tímto zavázal, že bude pokračovat v nákupu aktiv, dokud nebude splněna jedna z podmínek, tedy pokles nezaměstnanosti pod hranici 6,5 % nebo by inflace vzrostla nad 2,5 % (the balance, 2017).

Při testování dopadu QE na širší ekonomiku v USA testovali Hausken a Ncube (2013) tak jako v případě Spojeného království prostřednictvím VAR modelu s použitím stejných proměnných v kvartálech období let 1990–2012. V případě USA došli k závěru, že bez QE by byla hlubší deflace, větší pokles průmyslové výroby, vyšší míra nezaměstnanosti, nižší inflační očekávání a slabší akciový trh. Nebyl však potvrzen vliv QE na růst HDP, spotřebitelskou důvěru, cenu nemovitostí a směnný kurz.

Shea a kol. (2017) však ve své analýze dochází k jiným závěrům. Při analýze dopadů kvantitativního uvolňování na reálnou ekonomiku USA, byl sledován vliv nákupů aktiv ze strany FEDu na nezaměstnanost a cenovou hladinu. Model byl testován VAR metodou a byla použita měsíční data proměnných inflace, míry nezaměstnanosti, úrokové sazby státních dluhopisů, rozvahy FEDu, která měří nákupy aktiv a mezibankovní krátkodobé úrokové sazby. Autoři na rozdíl od ostatních výzkumů zabývajících se QE došli k závěru, že nákupy aktiv vedou k malému, avšak významnému zvýšení míry nezaměstnanosti, konkrétně zaznamenali růst o 0,09 % a k poklesu cenové hladiny. Tím zpochybnili efektivnost kvantitativního uvolňování jako prostředek pro stimulaci hospodářství.

Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen (2011) zkoumali vliv nákupu dlouhodobých aktiv na tržní úrokové sazby v USA. Zkoumání vlivu kvantitativního uvolňování bylo provedeno ve dvou obdobích, a to v letech 2008-2009 (QE1) a 2010-2011 (QE2). Byla použita metoda studií událostí a regresní analýza bezpečnostního kanálu. Bylo zjištěno, že docházelo k výraznému poklesu nominálních úrokových sazeb dlouhodobých bezrizikových aktiv, jako např. státních dluhopisů, vysoce hodnocených podnikových dluhopisů, dluhopisů vládních agentur atd., a to zejména v důsledku zvýšení bezpečností prémie. To je způsobeno zejména tím, že nákupy dlouhodobých bezrizikových aktiv ze strany FEDu snižují jejich nabídku, přičemž klientela těchto aktiv je velmi specifická. Účinek prohloubila také skutečnost, kdy v období QE1 právě probíhala finanční krize, což v tomto období způsobuje růst poptávky po bezrizikových aktivech. Velký vliv kvantitativního uvolňování byl pozorován na úrokové sazby hypotečních zástavních listů, pouze však v období QE1, kdy byly jejich nákupy součástí kvantitativního uvolňování, čímž v tomto období poklesly také úrokové sazby hypoték. Menší vliv je evidentní na úrokové sazby rizikovějších aktiv, tedy aktiva korporací s nižším ratingovým hodnocením. Z analýzy vyplývá, že není vhodné se zaměřit na úrokové míry státních dluhopisů jako na politický cíl, jelikož QE funguje prostřednictvím několika kanálů, které ovlivňují sazby jednotlivých aktiv různým způsobem. O dopadu na jednotlivé úrokové sazby rozhoduje také zejména struktura nakupovaných aktiv. Na druhou stranu bylo potvrzeno, že kvantitativní uvolňování zvýšilo inflační očekávání, což snížilo reálné úrokové sazby všem dlužníkům.

Trh aktiv v USA je centrem mezinárodního finančního obchodu, přičemž přistoupení k nekonvenční monetární politice v podobě kvantitativního uvolňování může být potenciálním globálním systémovým rizikem, a to v podobě přelévání volatility na další trhy prostřednictvím amerických státních dluhopisů, globálních akciových indexů a komodit. Tento efekt testovali Yang a Zhou (2016) prostřednictvím VAR modelu pomocí proměnných ukazatele volatility, akciových indexů a dalších indexů finančního trhu, dále byly zahrnuty indexy očekávání trhu o 30denní volatilitě cen ropy a cen zlata. Časové řady jsou založeny na 1218 pozorováních, a to v období od června 2008 do dubna 2013. Z výsledků analýzy vyplývá, že dopad volatility z amerického finančního trhu se na mezinárodní finanční a komoditní trhy během sledovaného období ztrojnásobil, což rozšiřuje dosah kvantitativního uvolňování.

Přestože jsou úrokové, měnové a další faktory, které mají také určitou sílu, kvantitativní uvolňování USA je primární hnací silou v efektu přelévání volatility do zbytku světa. Kvantitativní uvolňování může být účinné při zmírnění tlaku na finanční instituce a trhy, může však být zdrojem globálního rizika.

Kvantitativní uvolňování v Japonsku

V roce 1999 se Bank of Japan pokusila ve snaze o podporu hospodářského růstu a návratu k inflačnímu cíli zavedením politiky tzv. nulové úrokové míry. Pro další podporu byla následně přijata politika kvantitativního uvolňování (Kubátová a kol., 2016). V Japonsku byl nástroj i termín kvantitativního uvolňování použit vůbec poprvé. Začalo v roce 2001 a trvalo 5 let, přesto se však Japonsko nedokázalo zbavit přetrvávající deflace. V roce 2010 tedy Bank of Japan politiku kvantitativního uvolňování obnovila. Rozsah byl však s porovnáním QE ve Spojeném království a USA nepatrný (Jílek, 2013). K této vlně QE bylo přistoupeno v rámci politiky zvané „Abenomika“¹⁴. V říjnu roku 2016 Bank of Japan rozpočet opět navýšila (The Guardian, 2017). Guvernér centrální banky Haruhiko Kuroda postuluje, že centrální banka je odhodlána udržet program kvantitativního uvolňování, dokud inflace nebude udržitelně překračovat cílenou 2% hranici (Reuters, 2017).

Prodobně jako pro Spojené království a USA, analyzovali Hausken a Ncube (2013) vliv QE na širší ekonomiku s použitím stejných proměnných pro případ Japonska v kvartálech období 1990-2012, opět pomocí VAR modelu. Došli k závěru, že QE v Japonsku nezpůsobilo stimulaci růstu reálného HDP, do jisté míry však zabránilo hlubší deflaci, povzbudilo průmyslovou výrobu, snížilo míru nezaměstnanosti, podpořilo ceny nemovitostí, obnovilo spotřebitelskou důvěru a zlepšil akciový trh.

Analýza Hayashi a Koeda (2014) byla taktéž zaměřena na testování efektivnosti kvantitativního uvolňování v Japonsku. Prostřednictvím metodiky VAR modelu byly testovány proměnné cenové hladiny CPI, mezera výstupu HDP, přebytek rezerv a mezibankovní úroková sazba. Data byla sledována na měsíční bázi pro období od roku 1988 do roku 2012. Bylo prokázáno, že šoky QE mají za následek růst inflace o zhruba 8-12 měsíců později a růst HDP trvá dva roky.

¹⁴ Politika premiéra Abeho zahrnovala tzv. tři šípy, které měly Japonsko vyvést z dlouhodobé stagnace a deflace. Zahrnovaly cíle jako zvýšení inflačního očekávání, dosažení přebytku pro snížení dluhu Japonska a oživení ekonomiky pomocí strukturálních politik (Švihlíková, 2016).

Analýza Schenkelberg a Watzka (2011) však poukazuje na to, že tyto žádoucí dopady na HDP a inflaci jsou pouze dočasné. Zkoumali efekt kvantitativního uvolňování v Japonsku pomocí SVAR modelu, byla použita měsíční data od roku 1995 a jako proměnné byly vybrány index spotřebitelských cen jehož změna vypovídá o míře inflace, dále index průmyslové produkce, rezervy, výnosnost desetiletých státních dluhopisů a směnný kurz. Šoky kvantitativního uvolňování vedou k výraznému poklesu dlouhodobých úrokových sazeb, konkrétně sazeb státních dluhopisů, dále je evidován nárůst průmyslové výroby, tedy podporují růst výstupu a růst indexu spotřebitelských cen, tedy cenové hladiny. Autoři však došli k závěru, že tyto efekty jsou pouze přechodné, přičemž došlo k dočasné stimulaci aktivity, respektive k dočasnému růstu inflace. Dopad na směnný kurz nebyl zpozorován. Přesto je QE účinným nástrojem pro stimulaci ekonomické aktivity i v případě, kdy je ekonomika v pasti likvidity.

Na druhou stranu pak při testování efektivnosti kvantitativního uvolňování v Japonsku s odstupem času existují významné rozdíly v jejich účincích. Další analýzu provedli Henrike a Watzka (2014) prostřednictvím VAR modelu, kde byla použita kvartální data nejdříve od roku 1980 do roku 1995, následně od roku 1996 do roku 2013. Jako proměnné byly použity HDP, rezervy bank vyjádřené monetární bází, efektivní směnný kurz a cenová hladina měřená CPI. S odstupem času byl shledán pozitivní vliv na reálný HDP a CPI, kdy byl zpozorován značný rozdíl na počátku a konci sledovaného období v letech 1996 až 2013. Otázkou zůstává, zda mohou být tyto změny připisovány účinnosti „abenomiky“

Kvantitativní uvolňování v eurozóně

Prezident ECB Mario Draghi oznámil použití kvantitativního uvolňování pro oblast eurozóny. V březnu 2015 došlo k nákupům aktiv, zejména státních dluhopisů zemí eurozóny, a to od komerčních bank jako součást svých mimořádných měnověpolitických operací (Evropský parlament, 2015). Od ledna 2018 snížila ECB nákupy aktiv z původních 60 miliard eur měsíčně na polovinu s tím, že bude nakupovat minimálně do září roku 2018 (ECB, 2018).

Hausken a Ncube (2013) provedli výzkum dopadu QE na širší ekonomiku taktéž pro případ ECB a eurozóny. Byly použity stejné proměnné jako u předchozích zemí, avšak sledované období bylo od roku 2005 do roku 2012 na měsíční bázi taktéž metodou VAR modelu. Došli k závěru, že QE jsou účinné v prevenci deflace a nižší míry inflace, avšak efekt na ostatní proměnné není jednoznačný. Jedná se o proměnné jako průmyslová

výroba, nezaměstnanost, ceny nemovitostí, spotřebitelská důvěra, akciové trhy a směnný kurz.

Další analýzu provedli Gambetti a Musso (2017). Zabývali se dopadem kvantitativního uvolňování na širší ekonomiku eurozóny, přičemž použitou metodou byl odhad modelu VAR a jako proměnné byly vybrány růst reálného HDP, inflace vyjádřená HICP¹⁵, tok aktiv v rámci QE, dlouhodobá úroková sazba, ceny akcií, očekávání inflace, objemy úvěrů a úroková míra. Z analýzy vyplývá, že mělo QE během prvních dvou let rostoucí vliv na reálné HDP i HICP v eurozóně. Účinky na reálné HDP jsou v krátkodobém horizontu výraznější, dále byl v rámci transmisního mechanismu potvrzen portfolio efekt, efekt směnného kurzu a úvěrový efekt.

Další studie, jejíž autorem je De Santis (2016), posuzuje nákupy aktiv ze strany ECB a jejich dopad na výnosy státních dluhopisů zemí eurozóny. Byla použita metoda regresní analýzy, kde vysvětlovanou proměnnou byly výnosy desetiletých státních dluhopisů zemí eurozóny, jako vysvětlující proměnné byly použity oznámení o nákupech aktiv v eurozóně, oznámení o nákupech aktiv v USA, poměr vládního dluhu k HDP, prognóza růstu HDP atd. Model pracuje s obdobím od roku 2004 do roku 2015 s daty na měsíční bázi a zahrnuje deset největších zemí eurozóny. Ekonometrické výsledky naznačují, že investoři reagovali nejvýrazněji ještě před skutečnými nákupy, a to pouze na základě oznámení o nákupech ze strany ECB, přičemž dopad nákupů aktiv na výnosy státních dluhopisů je značný, a to i přesto, že byl program ohlášen v době, kdy neexistoval nějak významný strach či pesimismus na finančních trzích.

Testování dopadů QE v eurozóně však nemusí mít vysokou vypovídající schopnost, jelikož začalo teprve v roce 2015 a v každé ekonomice se počítá s určitým časovým zpožděním ekonomických subjektů a od nákupů aktiv. Skutečný efekt kvantitativního uvolňování v eurozóně se může teprve dostavit.

¹⁵ Harmonizovaný index spotřebitelských cen - v průměru zahrnuje přibližně 700 položek zboží a služeb. Odráží výdaje průměrné domácnosti v eurozóně za koš zboží a služeb (ECB, 2018).

3 Charakteristika regresních modelů

V této kapitole jsou vysvětleny metody a postupy ekonometrického modelování s využitím regresního modelu. Zejména je vysvětlena formulace modelu v rámci ekonometrického modelování, analýza časových řad, odhad modelu metodou nejmenších čtverců a jeho následná statistická, ekonometrická a ekonomická verifikace.

Pomocí regresních modelů jsou modelovány reálné ekonomické procesy, kdy je vysvětlovaná proměnná, nebo také závislá proměnná Y ovlivněna řadou příčinných faktorů X_1, X_2, \dots, X_k , což jsou proměnné vysvětlující neboli nezávislé, a to ve zkoumaném čase $t = 1, 2, \dots, n$. Cílem regresní analýzy je odhad chování střední hodnoty závisle proměnné, test hypotézy o povaze závislosti, případně predikce hodnoty závisle proměnné při daných hodnotách nezávisle proměnných (Hančlová, 2012).

3.1 Ekonometrické modelování

Metodologický postup ekonometrického modelování je rozdělen do pěti fází. První fází je ekonomická, matematická a ekonometrická formulace modelu. Při formulaci ekonomického modelu se stanovuje předmět zkoumání, ekonomické veličiny, formulace výchozí základní hypotézy či tvrzení o chování ekonomických veličin. Při formulaci matematického modelu jsou vymezeny klíčové proměnné a ekonomický model je transformován do analytické formy funkčního přepisu. Při formulaci ekonometrického modelu je do matematického modelu zahrnuta náhodná složka u_t , jež obsahuje náhodné vlivy a méně významné proměnné, které původně zahrnuty nebyly. Tímto vzniká model stochastický, který upřesňuje a doplňuje formulaci deterministického modelu.

Druhou fází je sběr a analýza dat. Sběrem dat se vytvoří časové řady pro jednotlivé proměnné. Analýzou dat se rozumí hodnocení vlastností časových řad, zejména stacionarity a jejího testování, která je základním předpokladem regresního modelu.

Třetí fází jsou odhady parametrů stochastických modelů. Základní metodou odhadu je metoda nejmenších čtverců.

Čtvrtou fází ekonometrického modelování je verifikace odhadnutého modelu, přičemž se dále člení na verifikaci statistickou, ekonometrickou a ekonomickou. V případě zjištění nedostatků při verifikaci je třeba návratu do předešlých fází modelování a provedení patřičných úprav. Statistická verifikace představuje ověření statistické reálnosti jednotlivých parametrů, případně celého modelu. Ekonometrická

verifikace je ověřením nutných podmínek pro úspěšnou aplikaci použitých ekonometrických metod. Ekonomickou verifikací se rozumí ekonomická interpretace odhadnutých parametrů, zhodnocení očekávání vývoje v kontextu s ekonomickou teorií, případně se hodnotí vypovídací schopnost celého odhadnutého modelu.

Pátou fází procesu ekonometrického modelování je využití odhadnutého modelu např. pro analýzu zkoumané situace, predikci vývoje v budoucnosti nebo využití pro optimální řízení hospodářské politiky (Hančlová, 2012).

3.2 Analýza časových řad

Podle Artla a Artlové (2009, s.14) se „*ekonomickou časovou řadou rozumí řada hodnot jistého věcně a prostorově vymezeného ekonomického ukazatele, která je uspořádána v čase směrem od minulosti do přítomnosti.*“ Cílem analýzy se zkoumání dynamiky ekonomických jevů, což je vedeno snahou po vysvětlení minulosti a předvídání budoucnosti. Analýza zahrnuje popis jednotlivých časových řad daných proměnných, tedy rozlišení jednotek, počet pozorování a jejich frekvenci atd. Dále jsou sledovány grafy zobrazující vývoj dané proměnné v čase, kde jsou hodnoceny vlastnosti těchto časových řad. Součástí analýzy časových řad je také dekompozice časových řad, hodnocení korelační matice a křížové korelace.

3.2.1 Vlastnosti časových řad

Při hodnocení vývoje časových řad se přihlíží k vlastnostem jako např. trend, cykličnost, sezónnost a stacionarita.

Časová řada je stacionární, jestliže je její střední hodnota a variabilita konstantní v čase, a kovariance ve dvou různých časových obdobích jsou závislá pouze na vzdálenosti v čase. „*Stochastický proces se tedy onačuje jako stacionární, jsou-li charakteristiky jeho náhodných veličin v čase neměnné.*“ (Artl a Artlová, 2009, s. 25) Je tedy žádoucí, aby časové řady daných proměnných, ale také rezidua vykazovali stacionaritu, v opačném případě by mohlo docházet k zdánlivé regresi. Testování stacionarity časových řad je možné prostřednictvím grafické analýzy nebo pomocí sofistikovanějších testů, jako je ADF (Augmented Dickey–Fuller) test a Philips Perron test.

Rozšířený Dickey-Fullerův test (ADF test) spočívá stanovení hypotéz a srovnání vypočtené a kritické hodnoty.

$$H_0 = \text{časová řada je nestacionární}, \quad (3.1)$$

$$H_A = \text{časová řada je stacionární}, \quad (3.2)$$

přičemž pro vyvrácení nulové hypotézy o neexistenci stacionarity je žádoucí, aby vypočtená statistika t_{vyp} byla v absolutní hodnotě vyšší než hodnota kritická t_α v absolutní hodnotě.

Pokud časová řada vykazuje trend, odráží tendenci dlouhodobého vývoje dané proměnné. Může mít charakter rostoucí, klesající, strmý, mírný a v průběhu času se může měnit. Časová řada vykazující trend není žádoucí, jelikož tato nemůže být ani stacionární. Odstranění trendu z časové řady je možné zavedením trendové proměnné, odhad modelu v diferencích, případně logaritmická transformace pro změnu měřítka.

V případě sezónnosti proměnná vykazuje periodické kolísání v časové řadě, která má systematický charakter. Periodické změny jsou zřejmé také v časové řadě, která vykazuje cykličnost (Hančlová, 2012).

3.2.2 Dekompozice časových řad

Každá časová řada může obsahovat trendovou, sezónní, cyklickou a náhodnou složku. Trendová složka se vyznačuje všeobecnou tendencí dat v časové řadě (rostoucí, klesající). Sezónní složka vykazuje pravidelně se opakující odchylku od trendu. Cyklická složka udává kolísání okolo trendu, kdy se střídá fáze růstu a poklesu, avšak v delší časovém horizontu než složka sezónní a mohou mít i nepravidelný charakter. Náhodná (stochastická) složka vyjadřuje nahodilé výkyvy, chyby měření atd. Dekompozice časových řad pomůže identifikovat jednotlivé složky, případně od nežádoucích složek časové řady očistit, čímž se stanou stacionárními. Pokud by časová řada nebyla stacionární, odhadnutý model pro vysvětlující proměnné může být nepřesný.

Dekompozici lze provést pomocí aditivního či multiplikativního modelu. Aditivní dekompozice časové řady je charakteristická tím, že komponenty časové řady se sčítají:

$$Y_t = T_t + S_t + C_t + \varepsilon_t, \quad (3.3)$$

přičemž T_t je složkou trendovou, S_t je složkou sezónní, C_t je složkou cyklickou a dohromady tvoří deterministickou část, zatímco ε_t je složka náhodná a tvoří stochastickou část.

Multiplikativní typ dekompozice je odlišný v tom, že je zde uplatněn součin mezi jednotlivými komponenty časové řady (Hančlová, 2012).

3.2.3 Korelační matice

Korelace udává vzájemný vztah mezi dvěma proměnnými, tedy jestli se vzájemně ovlivňují. Nevíme však, která z nich je závislá, a která nezávislá. Míru vzájemné závislosti zobrazuje korelační koeficient, který nabývá hodnot od -1 do +1. Korelační matice se skládá z korelačních koeficientů, které zobrazují závislost mezi jednotlivými proměnnými modelu, kdy je žádoucí, aby hodnota koeficientu byla větší než 0,8 v absolutní hodnotě. Hodnota koeficientu se záporným znaménkem značí nepřímý vztah, naopak kladné znaménko vypovídá o přímém vztahu dvou proměnných. Pokud je však korelační koeficient roven 0, mezi proměnnými neexistuje žádná lineární závislost. Veličiny tak na sobě záviset mohou, ne však lineárním vztahem. Na základě analýzy této matice je přijata nebo vyvrácena základní ekonomická hypotéza (Hančlová, 2012).

3.3 Odhad metodou nejmenších čtverců

Obecná formulace klasického jednorovnicového vícerozměrného lineárního modelu lze zapsat jako

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i + \dots + \beta_k X_i + u_i, \quad (3.4)$$

kde β_1 je úroňová konstanta a koeficienty $\beta_2, \beta_3, \dots, \beta_k$ jsou parciální regresní parametry, které vyjadřují změnu střední hodnoty závislé proměnné Y při jednotkovém zvýšení vysvětlující proměnné X_i za podmínky *ceteris paribus*.

Při modelování většinou není k dispozici populační soubor proměnných, tedy množina všech možných objektů modelované situace. Bývá, proto nahrazen výběrovým souborem, který je jakousi reprezentativní částí populace a zpravidla není totožný s populačním souborem. Přetrvává však snaha, aby výběrová regresní funkce konvergovala k populační regresní funkci¹⁶. V rovnicovém zápisu je pak tento odhad vyjádřen zápisem „stříšky“ nad jednotlivými proměnnými či parametry, kdy \hat{Y}_i je odhadem vysvětlované proměnné, $\hat{\beta}_2$ a $\hat{\beta}_3$ jsou odhady populačních regresních parametrů na základě výběrového souboru a \hat{u}_i představuje reziduální složku, což je odhad stochastické náhodné složky u_t . Odhad výběrové lineární regresní funkce v rovnici je pak následující

$$Y_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i + \hat{u}_i = \hat{Y}_i + \hat{u}_i. \quad (3.5)$$

¹⁶ Populační regresní funkce je linie spojující očekávané hodnoty závislé proměnné $E(Y)$ pro dané hodnoty nezávisle proměnné (X) za celý populační soubor.

Odhad regresních koeficientů modelu je realizován právě metodou nejmenších čtverců. Výběrový soubor n pozorování (Y_i, X_i) , kdy Y_i je determinován změnami proměnné X_i . Lineární přímka je v bodovém grafu položena tak, aby součet čtverců odchylek byl minimální.

Použití metody nejmenších čtverců má však několik předpokladů:

- a) Lineární regresní model $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$ (3.6)
je lineární v parametrech
- b) X_i není stochastická veličina, tedy její hodnoty jsou fixní. Problém nesplnění tohoto předpokladu často nastává u modelování prostřednictvím experimentů. Při modelování na základě výběrových dat je zpravidla splněn.
- c) Střední hodnota náhodné složky je nulová,
 $E(u_i/X_i) = 0.$ (3.7)
Každé pozorování se téměř jistě odchyluje od střední hodnoty nahoru nebo dolů, nicméně střední hodnota tohoto odchýlení je pro každé X_i nulová.
- d) Rozptyl náhodné chyby je konstantní a konečný, tj.:
 $var(u_i/X_i) = \sigma^2.$ (3.8)
Každé i -té skupině bude variabilita náhodné složky rovna σ^2 . Při platnosti tohoto předpokladu ve všech skupinách $i = 1, 2, \dots, n$ se jedná o tzv. předpoklad homoskedasticity, tedy neměnicího se rozptylu náhodné složky ve skupinách.
- e) Sériová nezávislost náhodné složky, tj.:
 $cov(u_i; u_j/X_i; X_j) = 0.$ (3.9)
V případě porušení se jedná o sériovou korelaci (autokorelaci) náhodné složky, která může být pozitivní nebo negativní.
- f) Nulová kovariance mezi náhodnou složkou u_i a X_i , tj.:
 $E(u_i X_i) = 0.$ (3.10)
Předpoklad znamená nekorelaci sloupců matice X s vektorem náhodné složky u .
- g) Vysvětlující proměnné X_2, \dots, X_k nejsou kolineární.
Tedy žádná vysvětlující proměnná není přesnou lineární kombinací ostatních vysvětlujících proměnných, tj. neexistuje mezi nimi multikolinearita.
- h) Počet pozorování n musí být větší, než počet parametrů regresního modelu

- i) Náhodná složka má normální rozdělení, tj.:

$$u_i \sim N(0; \sigma^2). \quad (3.11)$$

Model nezahrnuje chybu specifikace např. ve formě špatné funkční formy nebo opomenutí zařazení významných vysvětlujících proměnných.

- j) Regresní model je správně specifikován

V empirickém ekonometrickém modelování se využívají specifické postupy, jež lze rozdělit do dvou bloků. První blok používá zobecněnou metodu nejmenších čtverců, která uvolňuje klasické předpoklady a soustřeďuje pozornost zpravidla na sériovou nezávislost náhodné složky a vznik autokorelace (e), konstantní rozptyl náhodné chyby, a tudíž možnost přítomnosti heteroskedasticity (d), neexistenci multikolinearity mezi vysvětlujícími proměnnými (g). Druhý přístup je spojen s využitím metody instrumentálních proměnných, který využívá uvolnění předpokladu, že vysvětlující proměnné jsou fixní. Tento přístup je však využíván spíše v experimentálních vědách než v ekonomii. (Hančlová, 2012).

3.4 Statistická verifikace

Statistická verifikace odhadnutého modelu určuje reálnost odhadnutého parametru (t-test) či modelu (F-test). V testech může být rozhodnuto na základě kritického oboru t-statistiky a f-statistiky, pomoci intervalu spolehlivosti a pomoci p -hodnoty¹⁷. Pokud je testování prováděno na hladině významnosti α 5 %, pro potvrzení významnosti koeficientů a modelu tedy žádoucí, aby hodnota p -value byla menší než 0,05.

T-test a F-test probíhá v následujících třech fázích:

- formulace nulové a alternativní hypotézy (H_0 a H_A),
- výpočet testovací statistiky,
- rozhodovací pravidlo o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy pro stanovenou hladinu významnosti.

Pro testování významnosti koeficientů je formulace hypotéz následující:

$$H_0: \beta_i = 0, \quad (3.12)$$

$$H_A: \beta_i \neq 0. \quad (3.13)$$

¹⁷ p -value nebo také signifikant, v programu Stata se jedná o P - signum

Hypotéza H_0 vypovídá o tom, že koeficient není na dané hladině významnosti α statisticky významný. Naopak alternativní hypotéza H_A znamená, že koeficient statisticky významný je, přičemž je žádoucí přijmout alternativní hypotézu H_A , aby byl potvrzen vliv koeficientu na danou proměnnou.

Principem t-testu je porovnání tzv. kritické hodnoty s hodnotou vypočtenou t_{vyp} . Jeho výpočet je definován následující rovnicí:

$$t_{vyp} = \frac{\hat{\beta}_i}{\sigma_{\hat{\beta}_i}} \approx t_{df} . \quad (3.14)$$

Pokud je vypočtená hodnota větší než kritická, zamítáme nulovou hypotézu H_0 a koeficient je významný. Kritická hodnota se počítá v programu MS Excel dle funkce:

$$t_{\alpha/2, df} = TINV(\alpha, df) \quad (3.15)$$

Statistická významnost modelu je testována prostřednictvím F-testu, kde je taktéž zapotřebí určit nulovou a alternativní hypotézu:

$$H_0: \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_k = 0, \quad (3.16)$$

$$H_A: \beta_2 \neq 0 \vee \beta_3 \neq 0 \vee \dots \beta_k \neq 0. \quad (3.17)$$

V případě nulové hypotézy jsou všechny odhadnuté parametry rovny nule a žádný z nich nelze využít pro odhad vysvětlované proměnné, daný model tedy nemá smysl. U alternativní hypotézy alespoň jeden odhadnutý parametr není roven 0.

V testu je opět porovnávána tzv. kritická hodnota F_α s hodnotou vypočtenou F_{vyp} pro přijetí, respektive zamítnutí nulové hypotézy. Rovnice pro výpočet F_{vyp} je následující¹⁸:

$$F_{vyp} = \frac{ESS / df_1}{RSS / df_2} = \frac{ESS / (k - 1)}{RSS / (n - k)} \sim F(df_1, df_2) . \quad (3.18)$$

Pomocí programu MS Excel vypočítáme kritickou hodnotu F_α dle funkce:

$$F_\alpha = FINV(\alpha; df_1; df_2). \quad (3.19)$$

¹⁸ TSS – celkový součet čtverců; ESS – vysvětlený součet čtverců; RSS – residuální součet čtverců.

Jestliže bude vypočtená statistika F_{vyp} větší než kritická F_{α} , H_0 je zamítnuta. Znamená to, že všechny regresní parametry jsou současně rovny nule a výsledkem je, že odhadnutý regresní model je statisticky významný na dané hladině významnosti¹⁹ α .

Testování statistické významnosti modelu jako celku se také provádí pomocí koeficientu determinace R^2 , který je kritériem shody odhadnutého regresního modelu s daty. Vyjadřuje stupeň vysvětlení celkové změny vysvětlované proměnné Y regresí, tj. působením lineárního vztahu vysvětlující proměnné. Jeho výpočet je následující:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} = 1 - \frac{\hat{u}'\hat{u}}{y'y - n\bar{Y}^2} = \frac{\hat{\beta}'X'y - n\bar{Y}^2}{y'y - n\bar{Y}^2}. \quad (3.20)$$

Koeficient determinace má následující vlastnosti:

- pohybuje se v rozmezí od nuly do jedné,
- $R^2 = 1$ vyjadřuje, že všechna pozorování leží přímo na vyrovnané regresní přímce,
- $R^2 = 0$ vyjadřuje, že ani jedno pozorování neleží na odhadnuté výběrové regresní přímce a informace zůstávají nevysvětleny v reziduální části
- R^2 vyjadřuje míru vysvětlení variability vysvětlované proměnné Y kolem její průměrné hodnoty regresním modelem.

Vzhledem k tomu, že R^2 nereaguje na změny počtu pozorování, případně rozšíření počtu vysvětlujících proměnných, upřednostňuje se používání korigovaného koeficientu determinace R_{adj}^2 , který je vyjádřen jako²⁰:

$$R_{adj}^2 = 1 - \left[\frac{n-1}{n-k} \cdot (1 - R^2) \right]. \quad (3.21)$$

Sledování korigovaného koeficientu determinace je vhodné zejména při porovnání vysvětlovacích schopností modelů, které se liší počtem pozorování, nebo je model rozšířen o další vysvětlující proměnné.

F-test je také testem o významnosti koeficientu determinace R^2 . Rovnici vypočtené statistiky lze vyjádřit také jako:

$$F_{vyp} = \frac{n-k}{k-1} \cdot \frac{R^2}{1-R^2} \sim F(k-1, n-k). \quad (3.22)$$

¹⁹ Taktéž hladina spolehlivosti $(1-\alpha)$

²⁰ n – počet pozorování; k – počet regresních parametrů vč. úrovně konstanty.

3.5 Ekonometrická verifikace

V rámci ekonometrické verifikace je ověřováno splnění podmínek a předpokladů ekonometrického modelu potřebných pro aplikaci konkrétních ekonometrických metod, technik a testů. Ekonometrická verifikace zahrnuje testování autokorelace, heteroskedasticity, multikolinearity a normality reziduí, dále se provádí testování správnosti specifikace modelu.

3.5.1 Autokorelace reziduální složky a její testování

Autokorelace je sériová závislost náhodné složky na svých zpožděných hodnotách, přičemž je žádoucí, aby mezi nimi závislost nebyla. V opačném případě může docházet ke zkresleným výsledkům rozptylů odhadovaných koeficientů β_i a může tak být ovlivněna statistická významnost těchto koeficientů, což by v důsledku vedlo k nespolehlivým analýzám a prognózám. Nejčastějšími příčinami autokorelace jsou:

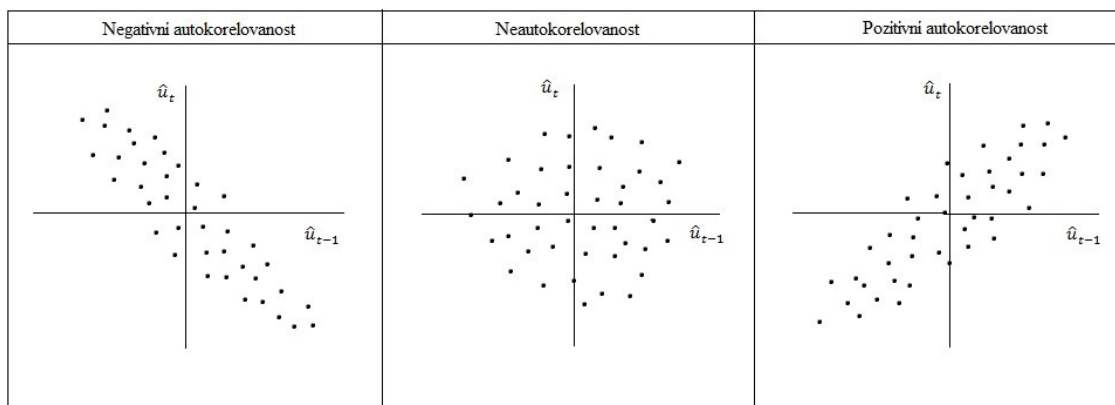
- setrvačnost údajů časových řad,
- nevhodná specifikace matematické formy modelu,
- zahrnutí chyb měření vysvětlované proměnné do náhodné složky,
- nesprávně nastavené zpoždění vysvětlujících proměnných,
- nesprávné transformace časových řad (očišťování, zmírnění trendu atd.).

Autokorelaci je možné testovat grafickou analýzou nebo pomocí sofistikovaného Durbinova-Watsonova testu.

a) Grafická analýza

Autokorelace je zkoumána vždy pro určitý řád, který odpovídá počtu období, o něž je náhodná složka zpožděná. Sledováním bodového XY grafu aproximace náhorné složky, tedy odhadu reziduální složky \hat{u}_t , je možné odhadnou autokorelaci prvního řádu. Pomocí XY grafu, který je zobrazen v obrázku 3.1 je možné rozlišit, zda se jedná o pozitivní či negativní autokorelaci.

Obr. 3.1: Typy autokorelace náhodné složky



Zdroj: vlastní zpracování podle Hančlové (2012)

Další typem grafického posouzení jsou grafy autokorelační funkce (ACF) a parciální autokorelační funkce (PACF). Jsou vhodné pro posouzení autokorelace nejen prvního řádu, ale kteréhokoli řádu p . Autokorelační graf vykresluje korelační koeficienty r_p , pro lineární závislost \hat{u}_t na \hat{u}_{t-p} , kde na ose y je r_p a na ose x je řád p . Parciální autokorelační graf vykresluje parciální korelační koeficient r_{pp} v závislosti na řádu p . Koeficient r_{pp} očisťuje autokorelační koeficient r_p o všechny autokorelace mezi nimi. V grafech jsou rovnoběžně k ose x vyznačeny konfidenční intervaly kolem průměrné a nulové úrovně reziduální složky. V případě, že autokorelační koeficient daného řádu leží vně intervalu, existuje pro tento autokorelace respektive parciální autokorelace na zvolené hladině významnosti.

b) Durbinův-Watsonův test

Přesnější testování autokorelace vychází z početní metody Durbin-Watsonovy statistiky 1. řádu. Při testování autokorelace je hodnocena pouze reziduální složka s jejími zpožděnými hodnotami, proto je testovaný model formulován jako

$$\hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.23)$$

přičemž je žádoucí, aby hodnota ρ byla rovna nule a aby zpožděná hodnota reziduí nekorelovala s rezidui v čase t . Pro výpočet testu je nutné stanovení hypotéz:

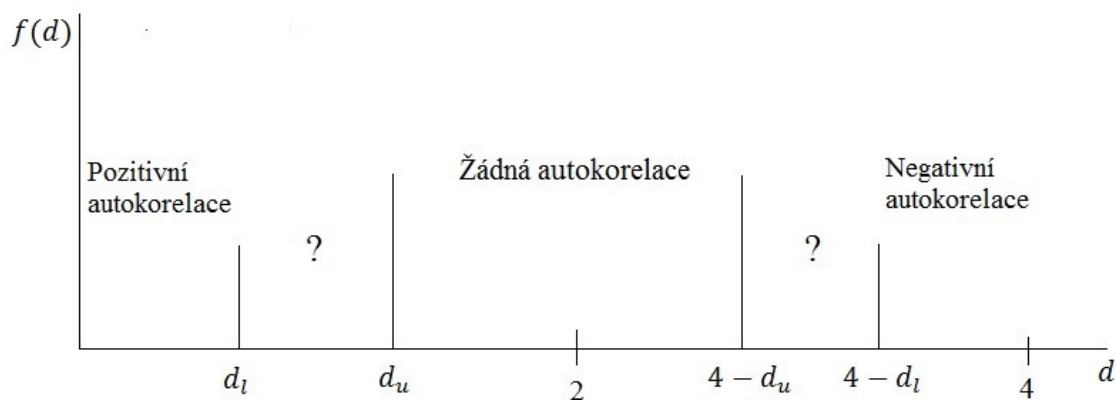
$$H_0: \rho = 0 \quad (3.24)$$

$$H_A: \rho \neq 0 \quad (3.25)$$

Nulová hypotéza H_0 vypovídá o tom, že rezidua mají zcela náhodný charakter, tj. existuje sériová nezávislost. V případě alternativní hypotézy H_A rezidua nemají zcela náhodný charakter. Existence autokorelace je tedy potvrzena na základě zamítnutí nulové

hypotézy, přičemž podle znaménka ρ je zřejmé, zda se jedná o pozitivní či negativní autokorelaci²¹. Autokorelace neexistuje v případě přijetí nulové hypotézy. K tomu je potřebné porovnat vypočtenou D-W hodnotu s porovnáním spodní (d_l) a horní (d_u) kritické hodnoty. Interval pro závěry D-W testu je zobrazen v obrázku 3.2. Žádoucí hodnota je kolem 2 v závislosti na počtu měření, zvolených parametrech a hladině významnosti. D-W hodnota v intervalu od 0 do d_l vypovídá o pozitivní autokorelaci. Hodnoty v intervalu od d_l do d_u jsou neprůkazné a v intervalu od d_u do $4-d_u$ se nezamítá nulová hypotéza a autokorelace neexistuje. V intervalu od $4-d_u$ do $4-d_l$ je definován opět interval neprůkaznosti a od $4-d_l$ do 4 je zřejmá negativní autokorelace.

Obr. 3.2: Závěry Durbinova-Watsonova testu



Zdroj: vlastní zpracování podle Hančlové (2012)

V případě, že je autokorelace reziduí prokázána, je nutné ji zmírnit nebo odstranit, čehož lze dosáhnout několika způsoby. Přidáním zpožděné, nové nebo trendové vysvětlující proměnné. Dále zavedením zpožděné vysvětlované proměnné Y_{t-1} jako vysvětlující proměnnou, tj. autoregresní model. Další možností je použití zobecněné metody nejmenších čtverců. Autokorelaci je možné odstranit pomocí adekvátní odhadové metody např. Cochrane-Orcuttovy metody a Prais-Winsten metody. Při použití CO metody je od původního modelu s proměnnými v čase t odečten nový model s proměnnými v čase $t-n$. Tento model pracuje do i -té iterace a snaží se tedy odstranit autokorelaci v co nejdelším časovém horizontu (Hančlová, 2012).

3.5.2 Heteroskedasticita a její testování

Heteroskedasticita značí měnící se rozptyl náhodné složky (reziduí), naopak homoskedasticita je konstantní a konečný rozptyl, který je podmínkou klasického

²¹ $\rho > 0$ – pozitivní autokorelace; $\rho < 0$ – negativní autokorelace

lineárního regresního modelu, což znamená, že rozptyl reziduí pro daný odhadnutý výběrový model se v čase nemění. V případě existující heteroskedasticity dochází k porušení tohoto předpokladu. Příčinami heteroskedasticity může být:

- průřezová regresní analýza nehomogenních jednotek,
- existence odlehlých pozorování,
- chybná specifikace regresního modelu (špatná funkční forma),
- výskyt chyby měření dat,
- nevhodná transformace dat.

Důsledkem heteroskedasticity jsou chybné odhady regresních parametrů a vlastnosti odhadnutých funkcí, proto je pak vhodné využít jinou regresní metodu, např. váženou metodu nejmenších čtverců. Testování heteroskedasticity lze provést grafickou analýzou nebo pomocí sofistikovaných testů jako je parametrický Whiteův zobecněný test, neparametrický Goldfeldův-Quandtův test atd.

a) Grafická analýza

V grafických testech se sledují bodové grafy vývoje čtverců standardizované reziduální složky $z\hat{u}_t^2$ v závislosti na jednotlivých vysvětlujících proměnných nebo souhrnně v závislosti na predikované proměnné. Při posuzování musí být splněny dvě podmínky. Tedy hodnoty $z\hat{u}_t^2$ se musí vyskytovat v konfidenčním intervalu²² přibližně $< 0; 1,96^2 >$, tj. v intervalu od nuly do 3,84 a hodnoty v konfidenčním intervalu jsou rozmístěny náhodně, tj. vyskytují se bez systematických změn.

b) Whiteův obecný test

Jedná se o parametrický test, který vychází z pomocné regrese. Ta měří závislost jedné proměnné (nestandardizovaného rezidua) na jiných proměnných. Při testu bude vycházet z původního modelu, ze kterého se stanoví reziduální složka \hat{u}_t a následně jsou vypočteny její čtverce \hat{u}_t^2 . Poté je odhadnut regresní model závislosti čtverce reziduální složky \hat{u}_t^2 na původní deterministické části regresního modelu a následně jsou přidány nové proměnné, což jsou druhé mocniny původních vysvětlujících proměnných a součiny jejich dvojic²³:

²² Pokud je se v modelu pracuje s hladinou významnosti $\alpha=5\%$, pouze 5 % hodnot se může vyskytovat mimo vyhraněné pásmo.

²³ Příklad pomocné rovnice a hypotéz pro regresní model zahrnující 3 vysvětlující proměnné.

$$\hat{u}_t^2 = \lambda_1 + \lambda_2 X_{t2} + \lambda_3 X_{t3} + \lambda_4 X_{t4} + \lambda_5 X_{t2}^2 + \lambda_6 X_{t3}^2 + \lambda_7 X_{t4}^2 + \lambda_8 X_{t2} X_{t3} + \lambda_9 X_{t2} X_{t4} + \lambda_{10} X_{t3} X_{t4} + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, n. \quad (3.26)$$

Takto je sestaven pomocný model, který měří závislost mezi nestandardizovaným reziduem na ostatních proměnných. U tohoto pomocného modelu je sledován koeficient determinace ve vztahu k hypotézám:

$$H_0: \lambda_2 = \lambda_3 = \dots = \lambda_{10} = 0 \quad (3.27)$$

$$H_A: \lambda_2 \neq 0 \vee \lambda_3 \neq 0 \vee \dots \vee \lambda_{10} \neq 0. \quad (3.28)$$

Nulová hypotéza vypovídá o neexistenci heteroskedasticity, tedy splnění podmínky konstantního a konečného rozptylu náhodné složky. Rozhodovacím pravidlem je porovnání vypočtené testovací statistiky²⁴ X_{df}^2 s hodnotou kritickou X_α^2 , která je vypočítaná v programu MS Excel. Vzorce pro výpočet jsou následující:

$$X_{df}^2 = nR^2 \quad (3.29)$$

$$X_\alpha^2 = CHIINV(\alpha; df) \quad (3.30)$$

Jestliže je hodnota vypočtená X_{df}^2 větší než kritická hodnota X_α^2 , nulová hypotéza je zamítnuta na hladině významnosti α a v regresním modelu existuje heteroskedasticita, tedy je problém s měnícím se rozptylem náhodné složky.

V případě existence heteroskedasticity je třeba k jejímu zmírnění nebo odstranění použít váženou metodu nejmenších čtverců. Podle typu měnícího se rozptylu reziduální složky je vynásobeno každé pozorování váhovou proměnnou w_t a teprve poté je proveden odhad metodou nejmenších čtverců. Vysoké rozptyly náhodné složky jsou tak sníženy, naopak v případě menších rozptylů jsou pomocí vah zvýšeny a tím jsou vyrovnány. V případě použití zobecněné metody nejmenších čtverců, která je dostupná v ekonometrických softwarech, je původní regresní model nejdříve vynásoben vhodnou transformační maticí T , která obsahuje např. váhové proměnné v diagonále:

$$y = X\beta + u \quad / \cdot T. \quad (3.31)$$

3.5.3 Multikolinearita a její testování

Pokud model vykazuje multikolinearitu, existuje lineární závislost mezi vysvětlujícími proměnnými, což není žádoucí, jelikož se předpokládá vztah pouze mezi

²⁴ df = počet vysvětlujících proměnných po odhadu metodou nejmenších čtverců (3.23).

vysvětlovanou a vysvětlujícími proměnnými. Příčiny multikolinearity mohou být např. stejná trendová tendence časových řad vysvětlujících proměnných, špatné zavedení zpožděné proměnné nebo špatné použití umělých proměnných.

Důsledkem je pak nesprávný odhad regresních parametrů. Ty pak vykazují velký rozptyl odhadů parametrů, což vede k chybnému testování hypotéz, dále jsou odhady parametrů velmi citlivé na malé změny ve výběrových datech atd.

K testování formy a stupně multikolinearity se používá testování pomocí korelační matice, kdy je sledována párová korelace mezi dvojicemi vysvětlujících proměnných $r_{x_i x_j}$ pro $i \neq j$, kde $i, j = 2, 3, \dots, k$. Zpravidla se očekává, že pro všechny prvky korelační matice s výjimkou diagonály platí, že:

$$|r_{x_i x_j}| < 0,8. \quad (3.32)$$

Multikolinearitu je možné taktéž otestovat pomocí koeficientu determinace R^2 . Analýza spočívá v tom, že každá z x_i je odhadnuta jako vysvětlovaná proměnná pomocí zbylých vysvětlujících proměnných, přičemž je následně určen $R_{x_i}^2$. Následně jsou vytvořeny pomocné modely a poté je sledován koeficient vícenásobné regrese pro každou regresi i -té vysvětlující proměnné. Model vykazuje multikolinearitu, pokud je koeficient vícenásobné regrese větší nebo roven původnímu koeficientu determinace.

Pro určení síly multikolinearity, se využívá test VIF (Faktor změny variability), který lze použít zejména ve statistických a ekonometrických softwarech. V testu je také posuzována hodnota TOL , tedy tolerance. Výpočet faktoru VIF a tolerance TOL je následující:

$$VIF_i = \frac{1}{1 - R_{x_i}^2}, \quad (3.33)$$

$$TOL_i = \frac{1}{VIF_i} = 1 - R_{x_i}^2. \quad (3.34)$$

Čím vyšší je hodnota VIF_i dané proměnné, tím vyšší je multikolinearita. Pokud je VIF_i dané proměnné vyšší než 10, vypovídá to o silné multikolinearitě na ostatních vysvětlujících proměnných a danou proměnnou je vhodné z modelu vyřadit. Čím nižší je tolerance TOL_i , tím vyšší je závislost X_i na ostatních faktorech. Pro $TOL_i < 0,1$ se již považuje silná lineární závislost X_i na ostatních X_j .

V případě prokázání existence multikolinearity je možné ji odstranit rozšířením původního výběrového souboru, odstraněním některé vysvětlující proměnné, jež způsobuje multikolinearitu, transformací proměnných např. centrováním či normováním atd. (Hančlová, 2012).

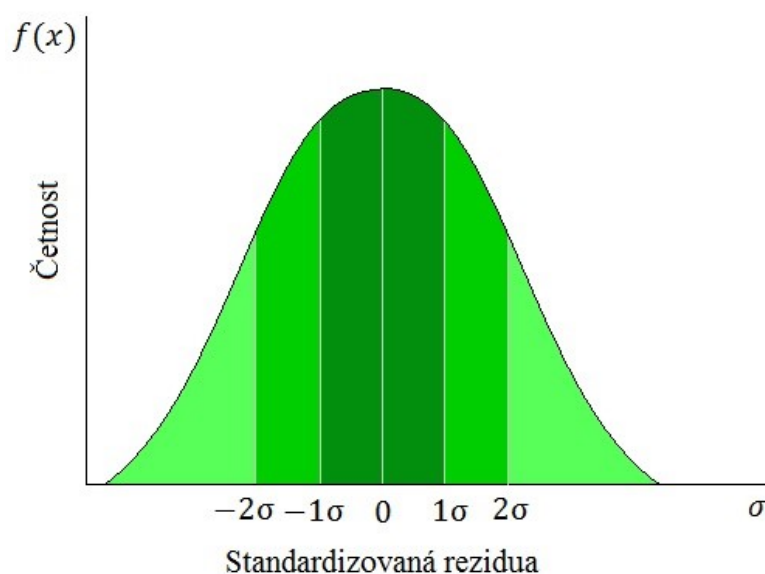
3.5.4 Normalita reziduální složky a její testování

Je žádoucí, aby reziduální složka měla normální rozdělení $N(0; 1)$, tedy aby jejich střední hodnota byla rovna nula a rozptyl náhodné chyby byl konstantní. V případě, že podmínka není dodržena, může docházet k neplatnosti testů pro regresní parametry nebo k nespolehlivým intervalům spolehlivosti. K hodnocení normality reziduí se používá grafická analýza, pro sofistikované vyjádření pak Jarque-Bera test.

a) Grafická analýza

Je sledováno rozdělení četností reziduí v porovnání s Gaussovou teoretickou křivkou, kdy je žádoucí, aby rozdělení četností reziduí nebylo výrazně vychýleno od Gaussovy křivky. Ta zobrazuje hustoty pravděpodobnosti, jak je vyobrazeno na obr. 3.3, čím tmavší je zóna pod Gaussovou křivkou, tím je pravděpodobnější výskyt hodnot.

Obr. 3.3: Gaussova křivka - teoretická



Zdroj: vlastní zpracování podle Artla, Artlové (2009)

Dalším nástrojem pro grafickou analýzu testování normality reziduí je P-P plot, tedy graf výběrové distribuční funkce reziduí porovnává teoretické kumulativní četnosti na ose y a empirické (naměřené) kumulativní pravděpodobnosti na ose x pro reziduální

složky. Ideální vývoj se předpokládá na ose 45 stupňů, přičemž je žádoucí, aby se empirické hodnoty výrazně nevychylovaly.

b) Jarque-Bera test

Jarque-Bera je jedním z neparametrických testů normality náhodné složky. Sleduje rozdíly mezi teoretickými a empirickými hodnotami statistik šikmosti a špičatosti. Šikmost hodnot udává, do jaké míry je rozdělení (ne)symetrické kolem své střední hodnoty, podle špičatosti je pak možné rozpoznat, jak tlusté jsou konce hustoty a jak vysoký či nízký vrchol je vrchol rozdělení. Normální rozdělení se vyznačuje nulovou šikmostí a špičatostí v hodnotě 3. Testování se provádí opět stanovením hypotéz a výpočtem testovací statistiky, která se porovnává s kritickou hodnotou.

$$H_0: \text{výběrové rozdělení náhodné složky pochází z normálního rozdělení.} \quad (3.35)$$

$$H_A: \text{výběrové rozdělení náhodné složky nepochází z normálního rozdělení.} \quad (3.36)$$

Výpočet testovací statistiky je následující:

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)}{24} \right] \quad (3.37)$$

$$\chi_\alpha = CHIINV(\alpha; 2) \quad (3.38)$$

Kde S je koeficient šikmosti, K je koeficient špičatosti, n je počet pozorování. Pokud je vypočtená hodnota JB vyšší než χ_α , na hladině významnosti α je zamítnuta nulová hypotéza o normálním rozdělení náhodné složky, tedy jsou statisticky významné rozdíly mezi výběrovými a teoretickými statistikami šikmosti nebo špičatosti (Hančlová, 2012)..

3.5.5 Ověření správnosti specifikace modelu

Při ověřování správnosti specifikace modelu je testováno, zda nedošlo ke specifikačním chybám, jako například zahrnutí nevýznamné proměnné nebo naopak nezahrnutí významné proměnné do modelu, špatná funkční forma atd. Správná specifikace modelu je sledována na základě grafické analýzy standardizovaných reziduí a pomocí Ramsey RESET testu.

a) Grafická analýza

Sleduje se vývoj reziduální složky v čase $t = 1, 2, \dots, n$. Standardizovaná rezidua by se měla v čase vyvíjet podle normovaného normálního rozdělení $N(0; 1)$. Rezidua by tak měla splnit dvě podmínky. Je-li počítáno s hladinou významnosti $\alpha=5\%$, tak by se s 95% pravděpodobností rezidua měla nacházet v konfidenčním intervalu $<-1,69; 1,69>$ a uvnitř konfidenčního intervalu se rezidua musí pohybovat náhodně kolem nulové hodnoty, tj. bez systematických změn.

b) Ramsey RESET test

Test je založen na tom, že pro jeho potřeby je vytvořen pomocný model, kdy se do deterministické části původního modelu přidají nové proměnné ve formě odhadnuté predikované (vysvětlované) proměnné ve čtverci a v kubickém tvaru. V testu jsou pak porovnávány koeficienty determinace původního modelu a pomocného modelu. Je žádoucí, aby koeficient pomocného modelu nebyl výrazně vyšší ve srovnání s původním modelem, v opačném případě je původní model špatně specifikován a test nelze použít. Test spočívá ve stanovení hypotéz a následným porovnáním vypočtené a kritické hodnoty F-testu.

$$H_0: \text{model je správně specifikován} \quad (3.39)$$

$$H_A: \text{model není správně specifikován} \quad (3.40)$$

F_α je vypočítán pomocí programu MS Excel. S_1 je původní model a S_2 je model pomocný pro RESET test. df_1 vyjadřuje počet nově přidaných proměnných a df_2 je rozdíl počtu pozorování a počtu koeficientů v novém modelu, včetně úrovně konstanty. Výpočet je následující:

$$F_{vyp} = \frac{(R_{S_2}^2 - R_{S_1}^2) / df_1}{(1 - R_{S_2}^2) / df_2} \sim F(df_1, df_2) \quad (3.41)$$

$$F_\alpha = FINV(\alpha, df_1, df_2) \quad (3.42)$$

Pokud je hodnota F_{vyp} nižší než F_α , je přijata nulová hypotéza a model je tedy správně specifikován na hladině významnosti α . Naopak při zamítnutí nulové hypotézy chybí relevantní vysvětlující proměnné nebo je špatná funkční forma modelu (Hančlová, 2012).

3.6 Ekonomická verifikace

Ekonomická verifikace modelu zahrnuje ověření souladu mezi ekonomickými hypotézami sledující ekonomickou teorii a odhadnutým modelem. Jedná se o věcnou interpretaci jednotlivých odhadnutých koeficientů i modelu jako celku, kdy se hodnotí míra shody a konzistence výsledků s ekonomickou teorií.

Při hodnocení je posuzován vývoj dané proměnné na základě kladného, respektive záporného znaménka daného koeficientu. V případě kladného znaménka je možné konstatovat, že mezi vysvětlovanou a vysvětlující proměnnou existuje pozitivní lineární vztah, záporné znaménko vypovídá o negativním lineárním vztahu mezi vysvětlovanou a vysvětlující proměnnou. Pozitivní, respektive negativní lineární vztah je pak interpretován a podle ekonomické teorie a jsou vysvětleny jejich možné příčiny. Při hodnocení modelu jako celku je sledován koeficient determinace, podle něhož je možné posoudit, jak výrazně nezávislé proměnné vysvětlují závislou proměnnou.

Pokud výsledky modelu nekorespondují s ekonomickou teorií, může to naznačovat, že model nebyl správně specifikován. Dalším důvodem může být neprokázání ekonomické teorie pro vybrané období nebo sledovanou oblast.

4 Empirická analýza dopadů kvantitativního uvolňování

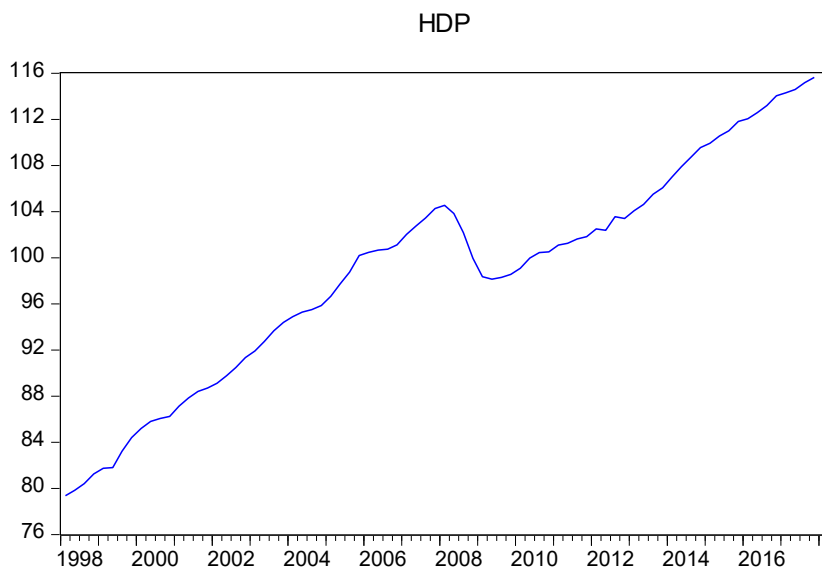
V této kapitole je odhadnut vícerozměrný regresní model prostřednictvím metody nejmenších čtverců. Dopad kvantitativního uvolňování na růst HDP pomocí regresní analýzy zkoumal také Bernardo a kol. (2013). V rámci analýzy jsou využity časové řady proměnných hrubého domácího produktu, měnového agregátu, respektive multiplikátoru, akciového indexu, indexu spotřebitelských cen, směnného kurzu, krátkodobé a dlouhodobé úrokové sazby. Tyto proměnné ve svých analýzách použili např. Hausken a Ncube (2013) a Kapetanios a kol. (2012). Jsou použita čtvrtletní data od období prvního čtvrtletí roku 1998 do čtvrtého čtvrtletí roku 2017. Vstupní data jsou k dispozici v příloze 12. Data jsou čerpána z oficiálních statistik OECD, Bank of England a FRED. Data jsou analyzována a testována v programech EViews 7 a Stata 14.

4.1 Analýza časových řad a testování jejich stacionarity

V této části budou podrobně popsány časové řady vybraných proměnných a bude testována jejich stacionarita.

Cílem programů QE je návrat k inflačnímu cíli, případně zabránění deflace. V případě Spojeného království bylo snahou také vyrovnat se s recesí. Ukazatelem výkonnosti hospodářství je reálný HDP, pro potřeby analýzy je tedy vysvětlovanou proměnnou sezónně očištěný *hrubý domácí produkt (HDP)* ve stálých cenách. Data byla pořízena v milionech liber, pro potřeby analýzy jsou však vyjádřena jako index se základním obdobím roku 2010. Vývoj HDP ve Spojeném království je zobrazen v obrázku 4.1, kde je zřejmý rostoucí trend časové řady, který je ve sledovaném období přerušen v období hospodářské krize. Ta se ve Spojeném království projevila právě v průběhu roku 2008, kdy je zřejmá klesající tendence HDP od druhého čtvrtletí roku 2008 až do poloviny roku 2009. Časová řada vykazující trend však nemůže být stacionární, což je pro odhad modelu předpokladem. Za jiných okolností by mohlo docházet k zdánlivé regresi. Časovou řadu je tedy žádoucí upravit logaritmickou transformací pro změnu měřítka, případně přistoupit k vyjádření časové řady v diferencích. Periodické výkyvy časová řada nevykazuje, jelikož je sezónně očištěná.

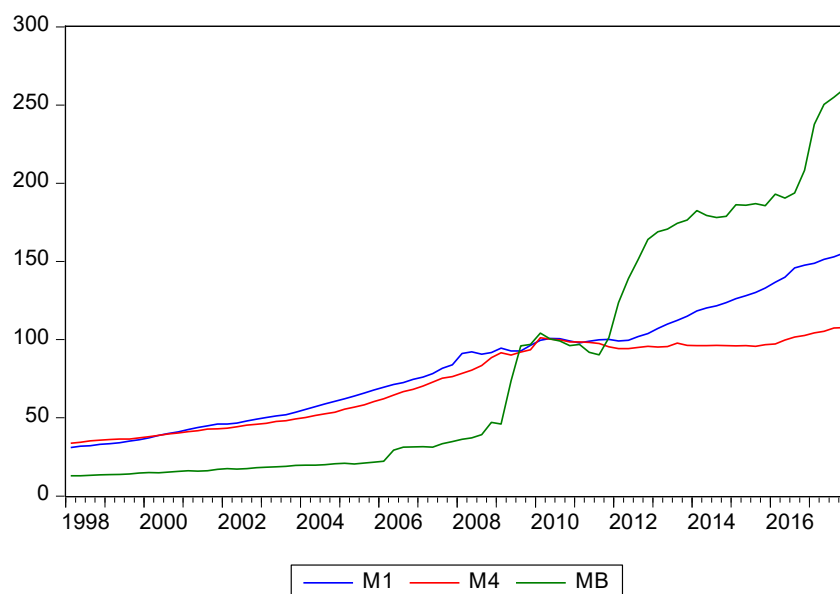
Obr. 4.1: Hrubý domácí produkt (Q1 1998 – Q4 2017; 2010=100)



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat OECD

Efekt likvidity je v modelu zastoupen proměnnou *měnového agregátu*. Konkrétně jsou vybrány proměnné měnové báze, měnového agregátu M1, M4 a peněžního multiplikátoru agregátu M4, přičemž na základě analýzy je následně vybrána nejvhodnější proměnná. Měnová báze zahrnuje bankovky, mince a rezervy bank. Data měnové báze jsou čerpána ze statistik Bank of England, přičemž do dubna 2006 jsou data dostupná jako agregát M0, jež zahrnoval bankovky a mince a provozní depozita komerčních bank, od května 2006 pak byla změněna metodika a byly zveřejňovány údaje o bankovkách a mincích spolu s rezervami komerčních bank. Časová řada měnové báze byla porížena neočištěná v milionech liber. Následně byla sezónně očištěna, což je k dispozici v příloze č. 1/a, v obrázku 4.2 je již vyjádřena indexem se základním obdobím roku 2010. Agregát M1 je označován jako narrow money (úzké peníze), který zahrnuje bankovky a mince, rezervy bank a depozita držená nebankovním soukromým sektorem. Data agregátu M1 jsou čerpána ze statistik OECD, přičemž časová řada byla porížena již sezónně očištěná se základním obdobím roku 2010. Agregát M4 zahrnuje bankovky a mince, bankovní depozita (neúročená a další) a vklady u stavebních spořitelů, a to v držbě komerčních subjektů či fyzických osob. Data agregátu M4 jsou porížena ze statistik Bank of England jako sezónně očištěná časová řada vyjádřena v milionech liber, jež je následně přepočtena na index se základním obdobím roku 2010. Vývoj měnových agregátů je zobrazen v obrázku 4.2. Jak tvrdí Jílek (2013), čím užší je vymezení měnového agregátu, o to snadnější má centrální banka na daný měnový agregát vliv.

Obr. 4.2: Měnové agregáty (Q1 1998 – Q4 2017; 2010=100)

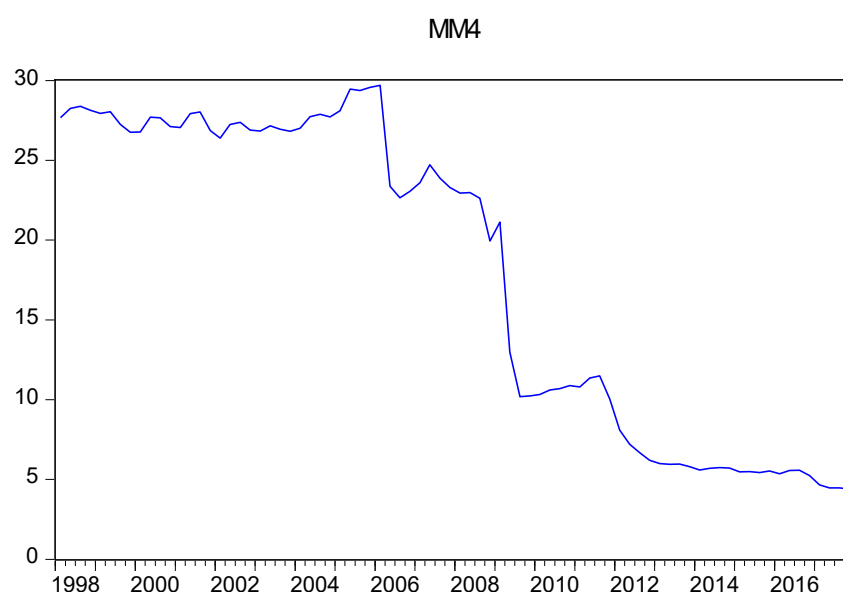


Zdroj: vlastní zpracování na základě dat Bank of England, OECD

Podle vývoje měnových agregátů z obrázku 4.2 je zřejmá rostoucí tendence časových řad. Čím je agregát širší, tím je rostoucí trend mírnější. Z důvodu podmínky stacionarity časových řad je žádoucí časové řady upravit.

Peněžní multiplikátor pro agregát M4 vyjadřuje, jaké výše v daném období dosáhl agregát M4 při dané výši měnové báze a je zobrazen v obrázku 4.3.

Obr.4.3: Multiplikátor agregátu M4 (Q1 1998 – Q4 2017)



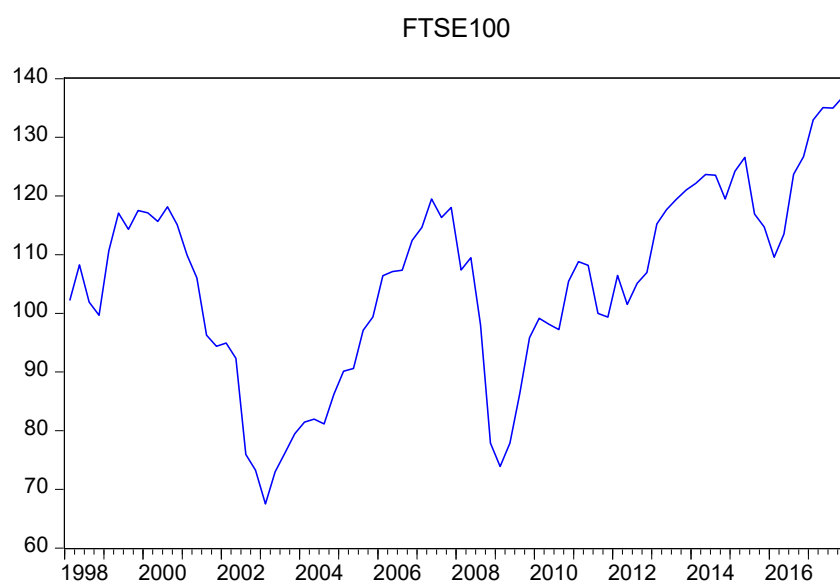
Zdroj: vlastní zpracování na základě dat Bank of England

Časová řada byla získána podílem sezónně očištěných časových řad měnového agregátu M4 a měnové báze. Vývoj multiplikátoru má klesající tendenci, jelikož jeho

jmenovatel, tedy měnová báze se zvyšuje. Multiplikační efekt rostoucího agregátu M4 se snižuje. Podle Revendy (2011) může kvantitativní uvolňování začínat právě v situaci, kdy zvýšené rezervy obchodních bank způsobené zvýšeným objemem půjček rostou rychleji než měnové agregáty, tedy když peněžní multiplikátory dlouhodoběji klesají. Také časovou řadu multiplikátoru M4 je žádoucí upravit, aby vykazovala stacionární charakter.

Za účelem začlenění potenciálního vlivu QE na ceny řady dalších aktiv jsou taktéž zahrnuty ceny akcií, které jsou vyjádřeny *akciovým indexem FTSE 100*. Ceny akcií odrážejí portfolio efekt tak, že za zisky obdržené z prodeje aktiv v rámci QE investoři poptávají aktiva s podobnými vlastnostmi aktiv prodaných, čímž se snaží vyvážit svá portfolia. Tím rostou ceny aktiv nakupovaných v rámci QE, tak i jejich substitutů. Akciový index FTSE 100 je vypočten jako vážený průměr cen akcií 100 největších společností, jež jsou kótovány na londýnské burze cenných papírů. Index stoupá a klesá podle výnosnosti akcií v něm zahrnutých. Bodem počítání indexu FTSE 100 je 3.1.1984, přičemž v tomto okamžiku byla hodnota indexu 1000. Akcie, které jsou zahrnuty v indexu, odráží celkový stav akciového trhu Spojeného království ve světě. Akciové tituly v něm obsažené tvoří zhruba 80 % tržní kapitalizace celé londýnské burzy, proto je ve Spojeném království nejpoužívanějším akciovým indexem (London Stock Exchange, 2013). V rámci analýzy jsou data indexu FTSE 100 vyjádřena v závislosti na základním období roku 2010 a časová řada je zobrazena v obrázku 4.4.

Obr. 4.4: Akciový index FTSE 100 (Q1 1998 – Q4 2017; 2010=100)

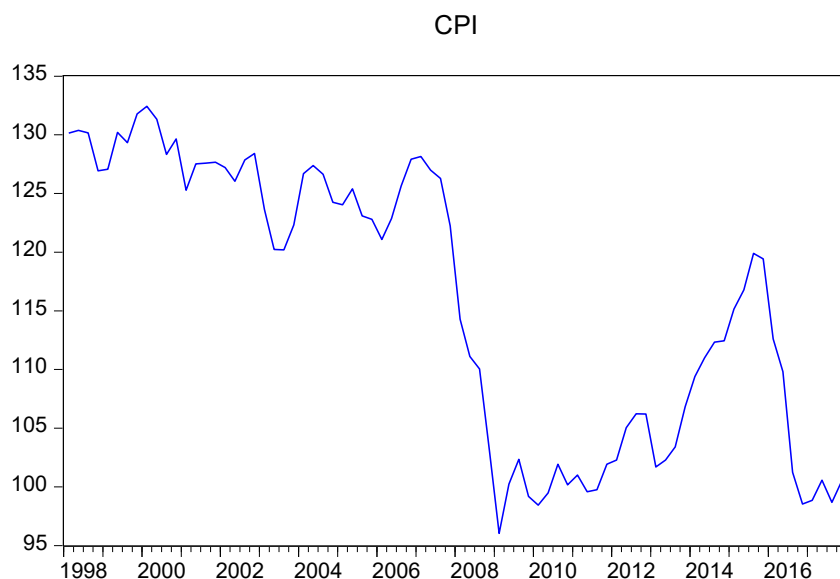


Zdroj: vlastní zpracování na základě dat OECD

Časová řada akciového indexu FTSE 100 podle obrázku 4.4 vykazuje periodické výkyvy, je tedy žádoucí časovou řadu upravit logaritmickou transformací pro změnu měřítka, případně pracovat s časovou řadou v diferencích.

V důsledku toho, že cílem kvantitativní uvolňování je zvyšování cenové hladiny, případně zabránění deflace, tento nástroj je v souladu s prvotním cílem centrální banky Spojeného království, tedy zajištění cenové stability, která je definována vládním inflačním cílem ve výši 2 %. Podle Jílka (2013) je mírná inflace důležitým faktorem růstu reálného HDP. Inflační cíl je vyjádřen jako roční míra inflace založená na *indexu spotřebitelských cen (CPI)*, který je jednou z vysvětlujících proměnných modelu (BoE, 2017). Index CPI vyjadřuje, jak se změnila cena daného koše komodit v běžném období oproti základnímu období při jeho stále stejné struktuře (Kliková, Kotlán a kol., 2012, s. 89). Jsou použita data se základním obdobím roku 2010. Vývoj CPI je zobrazen v obrázku 4.5.

Obr. 4.5: Index spotřebitelských cen (Q1 1998 – Q4 2017; 2010=100)

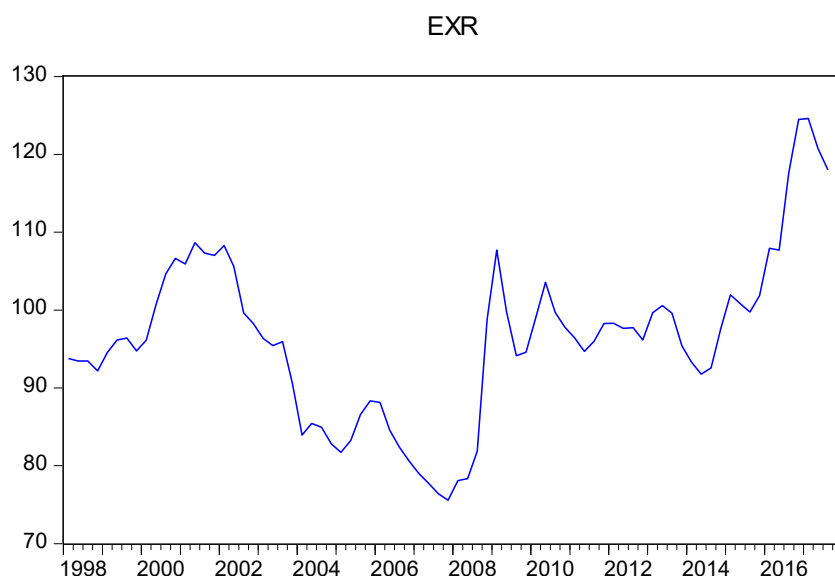


Zdroj: vlastní zpracování na základě dat OECD

Z obrázku 4.5 vyplývá, že v druhém čtvrtletí roku 2007 cenová hladina začala prudce klesat oproti základnímu období, což přetrvávalo až do prvního čtvrtletí roku 2009 včetně. Další výkyv je zřejmý rostoucí tendencí v období od druhého čtvrtletí roku 2013 do třetího čtvrtletí roku 2015. Během následujícího roku, tedy do konce roku 2016 cenová hladina opět poklesla, a to na ještě nižší úroveň. Vzhledem k těmto výkyvům je vhodné pracovat s daty v logaritmech, případně diferencích, tedy přímo s mírou inflace.

Efekt směnného kurzu je v modelu reprezentován vysvětlující proměnnou *měnového kurzu (EXR)*, který je poměrem domácí měny a amerického dolaru. Zvýšená nabídka na trhu peněz způsobená nákupy aktiv ze strany centrální banky vede ke znehodnocení domácí měny. Kvantitativní uvolňování tedy snižuje hodnotu domácích aktiv oproti zahraničním aktivům. Směnný kurz byl vypočten jako průměr denních hodnot a je pořízen ze statistik OECD, časová řada je však pro potřeby analýzy přepočtena na index se základním obdobím roku 2010 a její vývoj je zobrazen v obrázku 4.6.

Obr. 4.6: Směnný kurz GBP/USD (2010=100; Q1 1998 – Q4 2017)



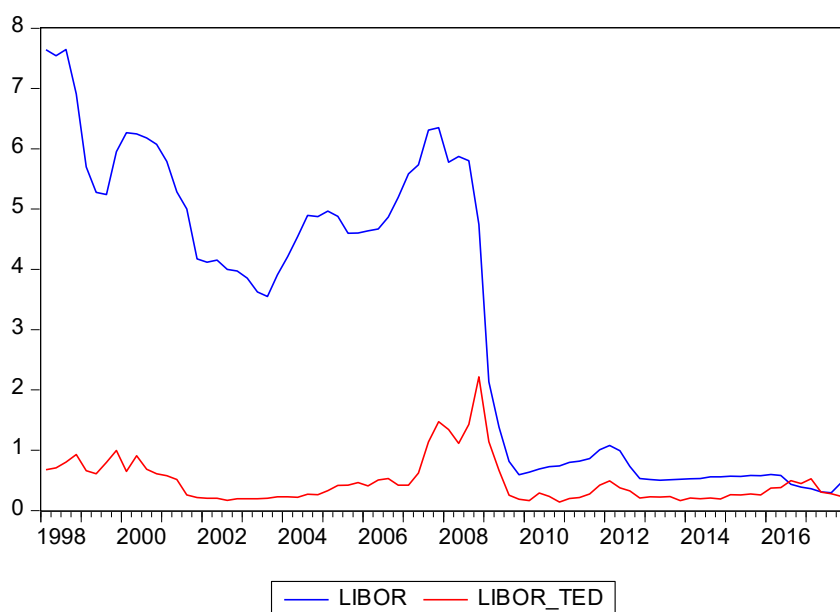
Zdroj: vlastní zpracování na základě dat OECD

Vývoj směnného kurzu národní měny vůči americkému dolaru podle obrázku 4.6 má v období hospodářské krize rostoucí tendenci, obecně je však vývoj nerovnoměrný. Z grafu nelze jednoznačně posoudit, zda je časová řada stacionární či nikoli. Stacionaritě je tedy žádoucí testovat sofistikovanějšími testy.

Úvěrový efekt transmisního mechanismu v modelu vyjadřuje *krátkodobá úroková sazba*. Zvýšená likvidita v bankovním sektoru způsobuje pokles cen úvěrů, který podněcuje ekonomické subjekty k vyšší poptávce po úvěrech. Sazba je používána pro půjčování peněz mezi bankami a pohybuje se se splatností od jednodenních do jednoho roku v deseti měsících. Referenční banky dodávají data pro výpočet hodnot referenční sazby LIBOR, přičemž kotují úroveň sazby, za kterou jsou ochotny nakupovat či prodávat úvěry. Hodnoty sazeb jsou následně vypočítány kalkulačním agentem jako aritmetický průměr, navíc jsou založeny na skutečných hodnotách, aby nedošlo k manipulaci s odhady (BBC, 2015). Pro účely analýzy jsou použita data tříměsíční

úrokové sazby LIBOR založené na národní měně. Data jsou čerpána ze statistik FREDu a jsou upravená z denních dat aritmetickým průměrem na data čtvrtletní. Následně byla časová řasa sezónně očištěná, což je zobrazeno v příloze č. 1/b. Jako alternativní determinant je také použita časová řada LIBOR_TED, tedy úrokového rozpětí, tzv. spreadu 3měsíční úrokové sazby LIBOR a 3měsíční úrokové sazby krátkodobých instrumentů americké vlády²⁵ vyjádřené v amerických dolarech. Časová řada je pořízena ze statistik FREDu, jež je následně sezónně očištěná, což je k dispozici v příloze č. 1/c. Vývoj úrokové sazby LIBOR a úrokového rozpětí LIBOR_TED je zobrazen v obrázku 4.7.

Obr. 4.7: Úroková sazba LIBOR; LIBOR_TED (Q1 1998 – Q4 2017)



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat FREDu

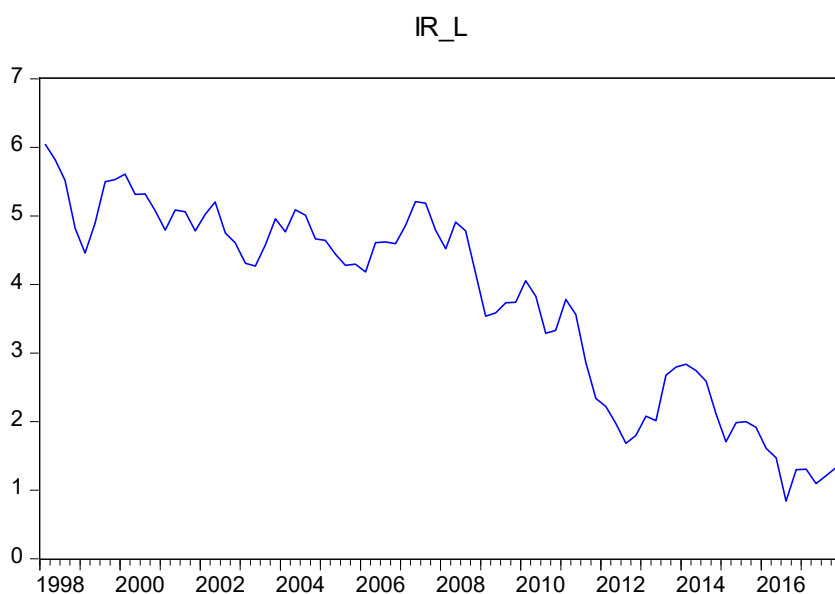
Na přelomu roku 2008 a 2009 je zřejmý skokový pokles úrokové sazby LIBOR. Jedním z důvodů je skutečnost, že ve stejném období Bank of England snížila měnověpolitickou úrokovou sazbu až na 0,5 %²⁶ a od této úrokové sazby se odvíjí vývoj ostatních úrokových sazeb v ekonomice, i když na ně působí další vlivy, zejména tržní. Časová řada není stacionární, je proto žádoucí přistoupit k úpravám. V případě cenového rozpětí LIBOR_TED je pokles na přelomu roku 2008 a 2009 méně skokový, stacionarita je však zapotřebí otestovat sofistikovanějším testem.

²⁵ T-Bills

²⁶ V období od srpna 2016 do listopadu 2017 dosahovala měnověpolitická úroková sazba hodnoty 0,25 %.

Další vysvětlující proměnnou je *dlouhodobá úroková sazba*, konkrétně roční výnosy desetiletých státních dluhopisů. Jejíž vývoj zapříčiňuje efekt likvidity. Nákupy aktiv se jejich cena zvyšuje, čímž se jejich výnosy snižují, tedy i výnosy státních dluhopisů. Data byla pořízena jako průměrné hodnoty denních údajů, pro analýzu však bude použit index se základním obdobím roku 2010. Vývoj dlouhodobé úrokové sazby je zobrazen v obrázku 4.8, přičemž časová řada 10letých státních dluhopisů vykazuje klesající tendenci, a to zejména od období přistoupení ke kvantitativnímu uvolňování. Časová řada pravděpodobně není stacionární. V případě vyvrácení stacionarity sofistikovanějším testováním bude přistoupeno k patřičné úpravě časové řady.

Obr. 4.8: Dlouhodobá úroková sazba (Q1 1998 – Q4 2017)



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat OECD

Testování stacionarity časových řad

Než bude specifikován model, je nutné, aby časové řady všech použitých proměnných vykazovaly stacionární charakter. To je testováno pomocí ADF testu, který je blíže vysvětlen v kapitole 3.2.1. Výsledky ADF testu jednotlivých proměnných v úrovních jsou k dispozici v příloze č. 2/a. Dále byly časové řady upraveny logaritmickou transformací, s výjimkou úrokových sazeb, které již jsou vyjádřeny v procentech, a multiplikátoru. Následně byla taktéž otestována jejich stacionarita pomocí ADF testu, přičemž výsledky jsou k dispozici v příloze č. 2/b. Zlogaritmovaná data pak byla upravena na časové řady 1. diferencí a výsledky ADF testu těchto časových řad jsou k dispozici v příloze č. 2/c. V tabulce č. 4.1 jsou zobrazeny výsledky *p*-hodnot jednotlivých časových řad. Podle výsledků *p*-hodnot je zřejmé, že výsledky ADF testu

pro proměnné v úrovních a v logaritmech nepotvrdily stacionaritu²⁷. Časové řady všech proměnných logaritmicky transformované, a zároveň vyjádřené v diferencích jsou podle p -hodnoty stacionární, s výjimkou měnového agregátu M4, který již nebude součástí analýzy. To samé platí při srovnání t -statistiky. Pro vyvrácení nulové hypotézy o neexistenci stacionarity je žádoucí, aby t_{vyp} bylo v absolutní hodnotě vyšší než t_α v absolutní hodnotě. Vyjímaje měnového agregátu M4 je nulová hypotéza vyvrácena v případě všech sledovaných proměnných, které jsou logaritmicky transformované a zároveň vyjádřené v diferencích, a to na hladině významnosti 5 %.

Tabulka č. 4.1: Výsledky ADF testu časových řad

Proměnné	p -hodnota			$ t_{vyp} $			$ t_\alpha $	
	úrovně	log	dif-log	úrovně	log	dif-log	α	
HDP	0,8062	0,5374	0,0017	0,8245	1,4822	4,1083	1%	3,5191
MB	0,9564	0,9564	0,0000	0,0129	0,0129	6,4887	5%	2,9001
M1	0,9996	0,4635	0,0000	1,6725	1,6283	5,8719	10%	2,5874
M4	0,7131	0,4604	0,5399	1,0971	1,6338	1,4769		
mM4	0,9356	-	0,0000*	0,1813	-	7,8744*		
FTSE100	0,4590	0,3197	0,0000	1,6371	1,9244	6,3633		
CPI	0,5378	0,5379	0,0000	1,4815	1,4812	6,3403		
EXR	0,7264	0,6946	0,0000	1,0634	1,1435	6,9203		
LIBOR	0,3395	-	0,0002*	1,8810	-	4,7356*		
LIBOR_TED	0,0973	-	0,0000*	2,5995	-	8,3184*		
IR_L	0,7935	-	0,0000*	0,8679	-	7,1129*		

* Hodnoty získané z časové řady vyjádřené v diferencích, základ tvořila časová řada v úrovních

Zdroj: vlastní zpracování na základě výsledků programu EViews 7

Pro další postup jsou dále využity tyto časové řady jejichž vývoj je zobrazen v příloze č. 3.

4.2 Formulace a odhad modelu

Obecně je možné zapsat vztah vlivu kvantitativního uvolňování na HDP jako

$$Y = f(M^+, SP^+, CPI^+, EXR^+, IR_S^-, IR_L^-), \quad (4.1)$$

kde vysvětlovaná proměnná Y značí reálné HDP, M měnový agregát, kdy bude v rámci analýzy pracováno s alternativními proměnnými, konkrétně s měnovou bází, měnovým agregátem M1 a peněžním multiplikátorem agregátu M4. U měnových agregátů je podle ekonomické teorie očekáván rostoucí vývoj, u multiplikátoru naopak klesající.

²⁷ Jsou žádoucí hodnoty pod 0,05 aby byla potvrzena stacionarita na hladině významnosti 5%

SP vyjadřuje ceny akcií, přičemž v rámci analýzy je použit akciový index FTSE 100, u nějž se předpokládá rostoucí tendence. CPI vyjadřuje míru inflace vyjádřenou indexem CPI a předpokládá se, že s rostoucím vývojem CPI bude růst HDP. EXR značí směnný kurz a předpokládá se znehodnocení domácí měny. IR_S vyjadřuje krátkodobou úrokovou sazbu, pro potřeby analýzy je využit 3měsíční mezibankovní úroková sazba LIBOR, jako alternativní proměnná pak úrokové rozpětí 3měsíčního LIBORu a 3měsíční úrokové sazby krátkodobých instrumentů americké vlády²⁸ vyjádřené v amerických dolarech. Dlouhodobá úroková sazba je reprezentována proměnnou IR_L , tedy ročními výnosy desetiletých státních dluhopisů.

Pro zvýšení přesnosti výběru jednotlivých vysvětlujících proměnných je formulováno šest modelů s různými kombinacemi měnového agregátu a krátkodobé úrokové sazby. Výsledky regresních analýz jednotlivých modelů jsou k dispozici v příloze č. 4 a jejich shrnutí je zobrazeno v tabulce č. 4.2.

Tabulka č. 4.2: Srovnání výsledků regresních analýz jednotlivých modelů

Model	Y	M^+	SP^+	CPI^+	EXR^+	IR_S^-	IR_L^-	R_{adj}^2
1	HDP	MB^-	$FTSE100^+$	CPI^+	EXR^-	$LIBOR^+$	IR_L^-	0,324
2	HDP	$M1^+$	$FTSE100^+$	CPI^+	EXR^-	$LIBOR^+$	IR_L^-	0,378
3	HDP	$mM4^+$	$FTSE100^+$	CPI^+	EXR^-	$LIBOR^+$	IR_L^-	0,307
4	HDP	MB^-	$FTSE100^+$	CPI^+	EXR^-	LIB_TED^+	IR_L^+	0,319
5	HDP	$M1^+$	$FTSE100^+$	CPI^+	EXR^-	LIB_TED^+	IR_L^+	0,352
6	HDP	$mM4^+$	$FTSE100^+$	CPI^+	EXR^-	LIB_TED^+	IR_L^+	0,302

Zdroj: vlastní zpracování na základě výsledků programu EViews 7

Z výsledků regresních analýz vyplývá, že proměnné měnového agregátu a multiplikátor jsou ve všech modelech statisticky významné na hladině významnosti 5 %, nicméně měnová báze v modelu 1 a 4 a multiplikátor v modelu 3 a 6 se nevyvíjí podle ekonomické teorie. Proměnná akciového indexu FTSE100 je taktéž ve všech modelech statisticky významná a vyvíjí se podle předpokladů. Index spotřebitelských cen se sice vyvíjí v souladu s ekonomickou teorií, nicméně v žádném modelu není statisticky významnou proměnnou. Směnný kurz má tendenci zhodnocovat, a to ve všech modelech, což není v souladu s ekonomickou teorií. Statisticky nevýznamný se jeví v modelu 2. V modelu 1, 2 a 3 reprezentuje krátkodobou úrokovou sazbu tříměsíční úroková sazba

²⁸ T-Bills

LIBOR, v modelu 4, 5 a 6 pak úrokové rozpětí 3měsíčního LIBORu a 3měsíční úrokové sazby krátkodobých instrumentů americké vlády. Ve všech modelech však vykazuje krátkodobá úroková sazba vývoj proti ekonomické teorii, avšak výsledky jsou statisticky významné. Dlouhodobá úroková sazba, jež reprezentují výnosy desetiletých státních dluhopisů se v modelu 1, 2 a 3 vyvíjí v souladu s ekonomickou teorií, v dalších třech modelech nikoli. Výsledky dlouhodobé úrokové sazby však v žádném modelu nejsou statisticky významné.

V žádném z modelů nejsou všechny proměnné statisticky významné a v každém z nich je vývoj některých proměnných v rozporu s ekonomickou teorií. Podle korigovaného koeficientu determinace je model 2 vysvětlen vybranými determinanty z 37,8 %, což je ve srovnání s ostatními modely nejvíce. Pro další analýzu tedy bude využit tento model, jehož zápis je

$$dln_HDP_t = \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 dln_M1_t + \widehat{\beta}_3 dln_FTSE100_t + \widehat{\beta}_4 dln_CPI_t + \widehat{\beta}_5 dln_EXR_t + \widehat{\beta}_6 dln_LIBOR_t + \widehat{\beta}_7 dln_IR_L_t + \hat{u}_t, \quad (4.2)$$

přičemž odhad regresních koeficientů $\hat{\beta}$ měří změnu čtvrtletního HDP při změně vysvětlující proměnné o jednu jednotku a \hat{u}_t představuje reziduální složku, což je odhad stochastické náhodné složky u_t . Regresní analýza vybraného modelu je zobrazena v tabulce č. 4.3, přičemž nyní je zahrnuto 6 vysvětlujících proměnných a úrovněová konstanta.

Tabulka č. 4.3: Regresní analýza vybraného modelu 2

Dependent Variable: DLN_HDP
Method: Least Squares
Date: 04/16/18 Time: 22:35
Sample: 1998Q2 2017Q4
Included observations: 79

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.209292	0.096599	2.166607	0.0336
DLN_M1	0.154030	0.039255	3.923842	0.0002
DLN_FTSE100	0.023729	0.009863	2.405884	0.0187
DLN_CPI	0.038407	0.029175	1.316423	0.1922
DLN_EXR	-0.026011	0.018136	-1.434238	0.1558
D_LIBOR	0.004469	0.001437	3.110799	0.0027
D_IR_L	-0.000696	0.001951	-0.356863	0.7222
R-squared	0.425923	Mean dependent var		0.476361
Adjusted R-squared	0.378084	S.D. dependent var		0.598580
S.E. of regression	0.472050	Akaike info criterion		1.420972
Sum squared resid	16.04388	Schwarz criterion		1.630923
Log likelihood	-49.12838	Hannan-Quinn criter.		1.505084
F-statistic	8.903128	Durbin-Watson stat		1.235654
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zdroj: vlastní zpracování, EViews 7

Korelační matice vybraných proměnných

Pomocí korelační matice je zjištěn vzájemný lineární vztah mezi jednotlivými proměnnými. Z matice je možné vypočítat, zda se jedná o přímý či nepřímý vliv či jak je tento vliv silný, podle čehož je možné potvrdit či vyvrátit prvotní ekonomické hypotézy vztahů mezi vysvětlovanou proměnnou HDP a ostatními vysvětlujícími proměnnými. Podrobnější informace o korelační matici jsou v kapitole 3.2.3. Korelační matice vybraných proměnných je zobrazena v tabulce č. 4.4, z níž vycházejí podobné závěry jako v regresní analýze. V korelační matici se vždy pod korelačním koeficientem vyskytuje také statistická významnost výsledků. Negativní lineární vztah existuje mezi HDP a směnným kurzem, tedy pokud domácí měna zhodnocuje, HDP klesá nebo naopak, při růstu HDP domácí měna zhodnocuje. V případě korelační matice totiž není zřejmé, která z proměnných je závislá. Tento vztah mezi HDP a směnným kurzem není v souladu s ekonomickou teorií. Na rozdíl od regresní analýzy se pozitivní lineární vztah mezi HDP a CPI jeví jako statisticky významný. Dále dlouhodobá úroková sazba ve vztahu s HDP vykazuje pozitivní lineární vztah, který ale není významný na hladině významnosti 5 %.

Tabulka č. 4.4: Korelační matice proměnných

	dln_hdp	dln_ml	dln_~100	dln_cpi	dln_exr	d_libor	d_ir_1
dln_hdp	1.0000						
dln_ml	0.2851 0.0109	1.0000					
dln_ftse100	0.3166 0.0045	-0.0663 0.5614	1.0000				
dln_cpi	0.2656 0.0180	-0.3553 0.0013	0.1475 0.1944	1.0000			
dln_exr	-0.3739 0.0007	0.1513 0.1833	-0.2728 0.0150	-0.5956 0.0000	1.0000		
d_libor	0.4629 0.0000	0.0021 0.9857	0.1625 0.1524	0.3667 0.0009	-0.3651 0.0009	1.0000	
d_ir_1	0.2190 0.0525	-0.0567 0.6196	0.3364 0.0024	0.2745 0.0144	-0.2900 0.0095	0.3335 0.0027	1.0000

Zdroj: vlastní zpracování, Stata 14

Z korelační matice je také možné posoudit existenci multikolinearity mezi vysvětlujícími proměnnými, přičemž při její existenci by mohlo docházet k nesprávným odhadům regresních parametrů. Podle tabulky č. 4.4 není vzájemná závislost mezi exogenními proměnnými potvrzena, multikolinearita je však blíže testována v kapitole 4.4. sofistikovanějším testem.

4.3 Statistická verifikace odhadnutého modelu

Podle korigovaného koeficientu determinace byl vybrán model 2, který je nutné statisticky verifikovat. Při testování statistické významnosti jednotlivých koeficientů se postupuje podle srovnání hodnot t_{vyp} ²⁹ a t_α , což je blíže popsáno v kapitole 3.4 zabývající se statistickou verifikací. Hodnota t_α je vypočtena pomocí programu MS Excel funkcí $TINV(\alpha;df)$, kde df značí počet stupňů volnosti, tedy rozdíl počtu pozorování a počtu koeficientů β včetně úrovně konstanty. Hodnota t_α je v tomto případě 1,9935. V případě úrovně konstanty a proměnných dln_M1_t , $dln_FTSE100_t$, dln_LIBOR_t byla zamítnuta hypotéza H_0 o statistické nevýznamnosti koeficientů β_1 , β_2 , β_3 a β_6 , jelikož hodnota t_{vyp} je v absolutní hodnotě vyšší než t_α . O statistické významnosti vypovídají také p -hodnoty³⁰, u nichž je žádoucí, aby jejich hodnota byla nižší než 0,05. Při odstranění proměnných dlouhodobé úrokové sazby $d_IR_L_t$ a indexu spotřebitelských cen dln_CPI_t jsou ostatní proměnné statisticky významné, stejně jako při odstranění kombinace proměnných dlouhodobé úrokové sazby $d_IR_L_t$ a směnného kurzu dln_EXR_t . Pro následující postup budou tedy využity obě varianty modelů, jež jsou zobrazeny v tabulce č. 4.5 a jejich regresní analýzy jsou k dispozici v příloze č. 5.

Tabulka č. 4.5: Modely po odstranění nevýznamných proměnných

Model	Endogenní	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	R^2	$R^2_{adj.}$
A/1	HDP	C	M1	FTSE100	EXR	LIBOR	0,412	0,380
B/1	HDP	C	M1	FTSE100	CPI	LIBOR	0,409	0,377

Zdroj: vlastní zpracování na základě výsledků programu EViews 7

Z výsledků regresní analýzy nového modelu A/1 vyplývá, že HDP je vysvětleno danými proměnnými z 38 % podle korigovaného koeficientu determinace.

²⁹ V tabulce regresní analýzy jsou hodnoty t_{vyp} zobrazeny ve sloupci t-Statistic

³⁰ V tabulce regresní analýzy jsou P-hodnoty zobrazeny ve sloupci Prob.

Podle výsledků modelu B/I je HDP vysvětleno z 37,7 %. V obou nových modelech jsou zahrnuty 4 vysvětlujících proměnné a úroňová konstanta.

Hodnota t_α je v tomto případě 1,9925 a hodnoty t_{vyp} všech koeficientů β jsou v absolutní hodnotě vyšší. Je tedy zamítnuta hypotéza H_0 a všechny koeficienty β jsou statisticky významné, o čemž vypovídají také p -hodnoty, které jsou nižší než 0,05, a to v obou modelech.

Statistická významnost modelu je testována pomocí F-statistiky, která je blíže vysvětlena v kapitole 3.4 o statistické verifikaci. Srovnává se hodnota F_{vyp} ³¹ a F_α , přičemž hodnota F_α je vypočtena pomocí programu MS Excel funkcí $FINV(\alpha; df_1; df_2)$, kde df_1 je hodnotou $k-1$ a df_2 je hodnotou $n-k$ ³². Hodnota F_α je v tomto případě 2,4954. Hodnoty F_{vyp} jsou pro oba modely větší než F_α , hypotéza H_0 je tedy zamítnuta a odhadnuté modely A/I i B/I jsou statisticky významné na hladině významnosti 5 %.

4.4 Ekonometrická verifikace odhadnutého modelu

Po statistické verifikaci modelů A/I a B/I , u jejichž regresních koeficientů a samotných modelů byla prokázána statistická významnost s 95% pravděpodobností, je možné přejít k ekonometrické verifikaci. Ta zahrnuje testování autokorelace reziduální složky, testování heteroskedasticity reziduální složky, testování multikolinearity jednotlivých vysvětlujících proměnných, testování normality reziduální složky a testování správnosti specifikace modelu.

Autokorelace reziduální složky je blíže vysvětlena v kapitole 3.5.1. Pomocí Durbinova-Watsonova testu je možné testovat autokorelaci 1. řádu. Vypočtená D-W hodnota je zobrazena v regresních analýzách modelů v příloze č. 5 jako Durbin-Watson stat s hodnotou 1,13 pro model A/I a s hodnotou 1,22 pro model B/I . Jelikož je žádoucí hodnota pohybující se okolo 2, je u obou modelů zřejmý problém s autokorelací reziduální složky. Autokorelaci je tedy nutné odstranit, jelikož při její existenci je riziko zkreslených výsledků regresních koeficientů β_i .

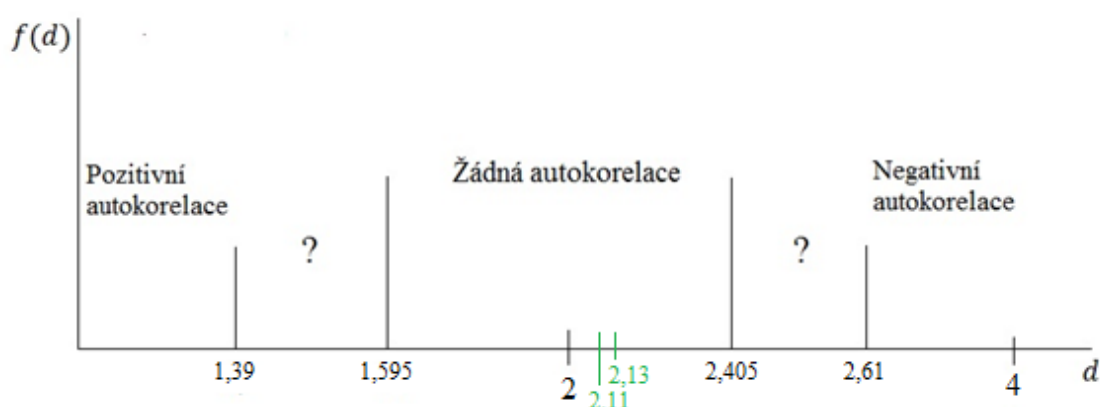
Pro odstranění autokorelace je zavedena nová vysvětlující proměnná v podobě zpožděné vysvětlované proměnné dln_HDP_{t-1} , což odstranilo problém s autokorelací a D-W hodnoty se pohybují okolo 2, tedy v intervalu, kdy je přijata hypotéza H_0 ,

³¹ V tabulce regresní analýzy je hodnota F_{vyp} zobrazena hodnotou F-statistic

³² k je počet koeficientů β a n je počet pozorování

která potvrzuje neexistenci autokorelace. Výsledky jsou k dispozici regresních analýzách modelů $A/2$ a $B/2$ v příloze č. 6/a, ze kterých je však patrná nevýznamnost regresních koeficientů pro proměnnou mezibankovní úrokové sazby LIBOR a úrovnové konstanty. Proto jsou z modelu vyřazeny a výsledky regresních analýz nových modelů $A/3$ a $B/3$ bez proměnné dln_LIBOR a úrovnové konstanty jsou k dispozici v příloze č. 6/b. Oba modely vykazují hodnotu D-W statistiky v intervalu pro přijetí hypotézy H_0 , což je zobrazeno v obrázku 4.9.

Obr. 4.9: Durbinův-Watsonův test modelů $A/3$ a $B/3$ po odstranění nevýznamných proměnných



Zdroj: vlastní zpracování

Zároveň jsou všechny proměnné statisticky významné. Modely po zavedení zpožděné vysvětlující proměnné dln_HDP_{t-1} a odstranění proměnných statisticky nevýznamných jsou zobrazeny v tabulce 4.6.

Tabulka č. 4.6: Modely po úpravě

Model	Endogenní	β_1	β_2	β_3	β_4	D-W	R^2	$R^2_{adj.}$
A/3	HDP	M1	FTSE100	EXR	HDP _{t-1}	2,11	0,513	0,493
B/3	HDP	M1	FTSE100	CPI	HDP _{t-1}	2,13	0,503	0,483

Zdroj: vlastní zpracování

Grafická analýza autokorelace reziduální složky je zobrazena v příloze č. 6/c, kde v grafech původních modelů $A/1$ a $B/1$ jsou stále zahrnuty proměnné úrokové sazby LIBOR a úrovnové konstanty C . V grafech nových modelů $A/3$ a $B/3$ jsou již odstraněny a je zahrnuta zpožděná proměnná HDP_{t-1} .

U obou modelů se zvýšila vypovídací schopnost, konkrétně exogenní proměnné modelu $A/3$ vysvětlují HDP z 49,3 %, u modelu $B/3$ je vypovídací schopnost o něco nižší,

konkrétně 48,3 % podle korigovaného koeficientu determinace. Z tohoto důvodu je v analýze dále využit model $A/3$, který je formulován jako

$$dln_HDP_t = \widehat{\beta}_1 dln_M1_t + \widehat{\beta}_2 dln_FTSE100_t + \widehat{\beta}_3 dln_EXR_t + \widehat{\beta}_2 dln_HDP_{t-1} + \hat{u}_t, \quad (4.3)$$

přičemž v modelu zůstává jako vysvětlující proměnná měnový agregát MI , akciový index $FTSE100$, měnový kurz libry vůči dolaru EXR a nově zavedená proměnná HDP ve své zpožděné hodnotě o jedno období. Jsou tedy zahrnuty čtyři vysvětlující proměnné, a to bez úrovně konstanty. Regresní analýza modelu $A/3$ je zobrazena v tabulce č. 4.7.

Tabulka č. 4.7: Regresní analýza modelu $A/3$

Dependent Variable: DLN_HDP
Method: Least Squares
Date: 04/18/18 Time: 11:52
Sample (adjusted): 1998Q3 2017Q4
Included observations: 78 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLN_M1	0.097986	0.026783	3.658496	0.0005
DLN_FTSE100	0.017816	0.008730	2.040838	0.0448
DLN_EXR	-0.034689	0.013810	-2.511814	0.0142
DLN_HDP_LAG1	0.527161	0.088798	5.936627	0.0000
R-squared	0.512513	Mean dependent var		0.474977
Adjusted R-squared	0.492750	S.D. dependent var		0.602327
S.E. of regression	0.428986	Akaike info criterion		1.195137
Sum squared resid	13.61817	Schwarz criterion		1.315994
Log likelihood	-42.61035	Hannan-Quinn criter.		1.243518
Durbin-Watson stat	2.112927			

Zdroj: vlastní zpracování, EViews 7

Statistická verifikace významnosti jednotlivých regresních koeficientů β_i byla provedena při srovnání modelů $A/3$ a $B/3$. Pro tento model je však nutné provést novou statistickou verifikaci modelu jako celku. V příloze č. 7 je zobrazena regresní analýza nového modelu s hodnotou F_{vyp} . Testováním významnosti modelu je potvrzena jeho statistická významnost na hladině významnosti 5 %. Hodnota F_α je v tomto případě 2,50 a F_{vyp} se svou hodnotou 43,35 je vyšší, tudíž hypotéza H_0 o statistické nevýznamnosti modelu je zamítnuta. Po vyvrácení autokorelace v modelu je možné přejít k dalším testům, jež ekonometrická verifikace zahrnuje.

Je žádoucí, aby reziduální složka měla v čase neměnný charakter, tedy aby rezidua vykazovala homoskedasticitu. Testování heteroskedasticity reziduální složky je provedeno pomocí Whiteova obecného testu, kde jsou srovnávány hodnoty vypočtené statistiky χ^2_{vyp} a hodnoty kritické χ^2_α . Blíže je Whiteův obecný test popsán

v kapitole 3.5.2. Výsledky testu jsou k dispozici v příloze č. 8, přičemž hodnota χ^2_{vyp} je menší než χ^2_{α} , tudíž hypotéza H_0 o homoskedasticitě reziduální složky je přijata.

Další podmínkou regresního modelu je neexistence lineární závislosti mezi jednotlivými vysvětlujícími proměnnými, tedy neexistence multikolinearity. Pro vybrané vysvětlující proměnné modelu je multikolinearita testována pomocí testování faktoru změny variability. Blíže je multikolinearita a její testování vysvětlena v kapitole 3.5.3. a výsledky VIF testu jsou k dispozici v příloze č. 9. Vzhledem k tomu, že jednotlivé výsledky podle VIF_i nepřesahují hodnotu 10, nebyly prokázány silné lineární závislosti mezi jednotlivými proměnnými. Stejně tak hodnoty tolerance TOL_i neklesají pod hodnotu 0,1.

Dalším předpokladem je, aby reziduální složka měla normální rozdělení, tedy aby její střední hodnota byla rovna nule a rozptyl náhodně chyby byl konstantní. Normalita reziduální složky je v rámci modelu testována graficky, ale taktéž sofistikovaným Jarque-Berra testem. Podrobnější popis předpokladu normality reziduální složky a jejího testování je v kapitole 3.5.4. V příloze č. 10/a jsou k dispozici výsledky Jarque-Berra testu, kde jsou sledovány rozdíly mezi teoretickými a empirickými hodnotami statistik šikmosti a špičatosti. Konkrétně je porovnávána hodnota JB s hodnotou kritickou χ_{α} , která je vypočtena pomocí programu MS Excel. Vypočtená hodnota JB je menší než χ_{α} , je tedy přijata hypotéza H_0 , tedy reziduální složka pochází z normálního rozdělení. Taktéž podle Gausovy křivky a P-P plotu, jež jsou k dispozici v příloze č. 10/b, je potvrzeno normální rozdělení reziduální složky, jelikož se hodnoty reziduí příliš neodchylují od teoretických hodnot.

Při testování správnosti specifikace modelu je ověřováno, zda nedošlo ke specifikačním chybám při odhadu modelu. Podrobnější popis je k dispozici v kapitole 3.5.5. V rámci modelu byl použit Ramsey RESET test, v něm byla přijata nulová hypotéza, tedy že model je správně specifikován, jelikož hodnota F_{vyp} je nižší, než hodnota F_{α} , jež byla vypočtena pomocí programu MS Excel. Výsledky Ramsey RESET testu jsou k dispozici v příloze č. 11/a. Taktéž grafická analýza reziduální složky, která je k dispozici v příloze č. 11/b, vypovídá o jejím rozložení, kdy je žádoucí, aby se většina hodnot nacházela v konfidenčním intervalu a uvnitř tohoto se vyskytovala bez systematických změn, což je dodrženo.

4.5 Ekonomická verifikace výsledného modelu

V této podkapitole jsou výsledky analýzy ekonomicky verifikovány, tedy porovnány s ekonomickou teorií. Podle regresní analýzy je model reprezentující vztah mezi kvantitativním uvolňováním a růstem HDP vyjádřen rovnicí

$$dln_HDP_t = 0,098 dln_M1_t + 0,018 dln_FTSE100_t - 0,035 dln_EXR_t + 0,527 dln_HDP_{t-1} + \hat{u}_t, \quad (4.4)$$

přičemž vývoj vysvětlujících determinantů, jež představují kvantitativní uvolňování, vysvětlují růst reálného HDP z 51,3 %, podle korigovaného koeficientu determinace pak z 49,3 %³³, což je zobrazeno v tabulce 4.7.

Transmisní mechanismus kvantitativního uvolňování je složitý řetězec kauzálních vztahů, na něž působí mnoho institucionálních, zahraničních a dalších faktorů. Přesto, že je možné výsledky regresní analýzy hodnotit jako spolehlivé, některé zásadní determinanty, jež jsou součástí transmisního mechanismu, byly z modelu vyřazeny. Příčinou může být nepřímost nástroje monetární politiky ve sledovaném období, tedy nástroj nákupu aktiv ze strany centrální banky prostřednictvím transmisního mechanismu neovlivnil výsledný cíl růstu HDP. Další možnou ekonomickou příčinou může být působení dalších faktorů na růst HDP.

Podle výsledků regresní analýzy existuje pozitivní lineární vztah mezi růstem HDP a růstem měnového agregátu M1. Konkrétně tedy pokud se měnový agregát M1 zvýší o 1 %, dojde k růstu HDP o 0,098 %, ceteris paribus. V důsledku nákupů cenných papírů a následné tvorby bankovních rezerv je prostřednictvím kanálu likvidity zvýšeno množství peněz v ekonomice. Prostřednictvím úvěrového kanálu se následně zvýší spotřeba a HDP. Podle monetaristů je kontrola měnových agregátů zásadní pro řízení hospodářského cyklu, tedy také vývoje reálného HDP, přičemž hospodářské krize vznikají právě v důsledku poklesu růstu měnových agregátů. Jako předpoklad ekonomického zdraví země je žádoucí konstantní růst peněžní zásoby. Podle Keynesiánů by měl být měnový růst stimulován pouze podle krátkodobých potřeb hospodářství. V reálné ekonomice jsou měnové agregáty pouze jedním z mnoha indikátorů, jež jsou ze strany centrálních bank sledovány. Aby růst měnových agregátů ovlivnil reálnou ekonomiku, je zapotřebí správná funkčnost celého transmisního mechanismu.

³³ Dané hodnoty koeficientů determinace vycházejí z regresní analýzy programu EViews 7. Podle programu Stata 14 je model vysvětlen ze 70,1 %, podle adjustovaného koeficientu determinace pak z 68,5 %.

Např. v případě úvěrového kanálu existuje riziko, že prostředky připsané na rezervních účtech komerčních bank dále nejsou využity pro vytváření nových úvěrů nebo očekávání ekonomických subjektů ohledně budoucího vývoje po krizi nejsou pozitivní, tedy nejsou ochotni si půjčovat (Jílek, 2013).

V modelu je dále zřejmý pozitivní lineární vztah mezi růstem HDP a růstem akciového indexu FTSE100. Pokud se akciový index zvýší o 1 %, dojde k růstu HDP o 0,018 %, *ceteris paribus*. Růst cen aktiv zapříčiňuje růst reálného bohatství ekonomických subjektů, což vede ke zvýšení výdajů, čímž následně roste HDP. Revenda (2011) zmiňuje Modiglianiho hypotézu spotřeby podle životního cyklu, kdy výdaje na krátkodobou spotřebu se neodvíjí pouze podle výše aktuálních příjmů, nýbrž zejména podle celoživotních zdrojů, jelikož subjekty uvažují racionálně a myslí na budoucnost. Finanční bohatství, respektive akcie jsou nezanedbatelnou složkou celoživotních zdrojů. Růst cen akcií jakožto celoživotních zdrojů tedy vede také k růstu krátkodobé spotřeby. Při rozhodování o nákupech zboží dlouhodobé spotřeby subjekty berou v úvahu svoji aktuální finanční situaci, v důsledku nízké likvidity tohoto zboží. Tedy v případě finančních problémů je obtížné zboží dlouhodobé spotřeby zpeněžit. S růstem cen akcií klesá riziko finančních problémů, čímž je dlouhodobá spotřeba podpořena. S růstem spotřeby následně roste celkové HDP. V podnikatelském sektoru růst cen akcií ovlivňují především tržní hodnotu akciových společností. Růst cen akcií tedy vede k růstu investic, jelikož akciové společnosti obdrží za nově emitované akcie více peněžních prostředků a věřitelé jsou ochotnější těmto společnostem poskytovat úvěry³⁴.

Dále z modelu vyplývá negativní lineární vztah mezi růstem HDP a snížením směnného kurzu libry vůči dolaru, tzn. HDP roste při zhodnocování domácí měny. Pokud se směnný kurz sníží o 1 %, dojde k růstu HDP o 0,035 %, *ceteris paribus*. Tento vztah vyplývající z modelu není v souladu s ekonomickou teorií QE. Na vývoj kurzu však působí mnoho dalších faktorů. Podle Revendy (2011) záleží mimo jiné na úrokovém diferenciálu, tedy rozdílu nominálních domácích a zahraničních úrokových měr. Pokud je úrokový diferenciál kladný, tedy domácí úrokové míry jsou vyšší než zahraniční, lze předpokládat příliv zahraničního kapitálu, tedy tlak na zhodnocení domácí měny. Tedy i když byly úrokové míry ve Spojeném království na nízké úrovni,

³⁴ Vztah růstu cen akcií s růstem investic popisuje Tobinova teorie Q, kdy hodnota Q všech akciových společností je podíl tržní hodnoty a reprodukčních nákladů. Při růstu cen akcií roste Q a tento růst vede k růstu výdajů na investice (Revenda, 2011).

zhodnocení domácí měny mohly způsobit ještě nižší úrokové míry v zahraničí³⁵. V důsledku zhodnocené domácí měny jsou pro domácí podniky levnější vstupy nakupované v zahraničí, což motivuje k rozšiřování výroby a následnému růstu HDP. Na druhou stranu je i pro spotřebitele levnější nakupovat na zahraničních trzích, to ale nemusí platit při nízké elasticitě domácí poptávky po zahraničním spotřebním zboží³⁶. Navíc většina služeb jsou neobchodovatelným atributem se zahraničím, tudíž levné vstupy pořízené v zahraničí jsou použity k poskytnutí služeb na domácích trzích, čímž je stimulován růst HDP.

Statisticky významný je také pozitivní lineární vztah mezi růstem HDP a růstem HDP v minulosti. Pokud v předchozím čtvrtletí vzroste HDP o 1 %, HDP v současnosti reaguje růstem o 0,527 %. Důvodem může být pozitivní očekávání ekonomických subjektů o budoucím vývoji ekonomiky. V případě růstu HDP také klesá nezaměstnanost a pokud domácnosti nemají obavu ze ztráty zaměstnání, zvyšují svou spotřebu. Růst HDP a pozitivní vyhlídky podniků také podněcují k vyšším investičním výdajům, čímž výkonnost ekonomiky roste.

Z výsledků analýzy vyplývá, že ve sledovaném období nákupy aktiv ze strany centrální banky ovlivňují HDP prostřednictvím kanálu vyrovnání portfolia a kanálu likvidity.

³⁵ Od roku 2002 do roku 2015 mělo Spojené království kladný úrokový diferenciál s USA (dlouhodobá i krátkodobá úroková sazba). Ve srovnání s eurozónou byly krátkodobé úrokové sazby Spojeného království vyšší po celé sledované období, s výjimkou let 2009 až 2011. V případě dlouhodobých úrokových sazeb mělo Spojené království kladný úrokový diferenciál v letech 2003 až 2008, dále také v letech 2014 až 2017.

³⁶ Neplatnost Marshall-Lernerovy podmínky

5 Závěr

Práce je členěna do pěti kapitol. První kapitola je úvodem práce. V druhé kapitole je představena nekonvenční monetární politika a její nástroje. Následně je nastíněn teoretický vhled do problematiky kvantitativního uvolňování a jeho fungování prostřednictvím transmisního mechanismu. Je také popsán vztah monetární politiky a vývoje HDP, jež je součástí cíle práce. Dále je přiblížen průběh kvantitativního uvolňování ve Spojeném království a dalších zemích spolu s výsledky empirických výzkumů.

V třetí kapitole je teoreticky vysvětlena lineární vícenásobná regresní analýza, postup při odhadu modelu metodou nejmenších čtverců a následná statistická a ekonometrická verifikace, včetně jejího testování. Teoreticky byl nastíněn také význam ekonomické verifikace výsledného modelu. Postup následné analýzy vychází z této kapitoly.

Ve čtvrté kapitole byla provedena regresní analýza odhadu modelu metodou nejmenších čtverců. Prostřednictvím determinant, které podle transmisního mechanismu reprezentují kvantitativní uvolňování, byl zkoumán vliv na reálný HDP Spojeného království. Analýza byla provedena pro období od 1. čtvrtletí roku 1998 do 4. čtvrtletí roku 2017 a data byla získána z oficiálních statistik OECD, Bank of England a FREDu. Model byl odhadován a testován v ekonometrickém programu EViews 7 a Stata 14.

Cílem práce bylo zjistit, do jaké míry ovlivnilo kvantitativní uvolňování reálný HDP ve Spojeném království. Z výsledků regresní analýzy vyplývá, že růst reálného HDP je vybranými determinanty vysvětlen z 51,3 % podle koeficientu determinace. Z modelu vyplývá pozitivní lineární vztah mezi růstem reálného HDP a změnou měnového agregátu, ale také změnou cen akciového trhu. Vliv těchto vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou je v souladu s ekonomickou teorií. Podle výsledů regresní analýzy je také zřejmý negativní lineární vztah mezi růstem reálného HDP a změnou směnného kurzu, jež není v souladu s ekonomickou teorií kvantitativního uvolňování. To může být způsobeno pozitivním úrokovým diferencíalem se zahraničím. Důvodem negativního vztahu mezi zhodnocením domácí měny a růstem HDP může být tendence k nákupům levnějších vstupů v zahraničí, což motivuje k rozšiřování výroby a následnému růstu HDP. Dále je z výsledků analýzy zřejmý statisticky významný vliv nově zavedené vysvětlující proměnné růstu reálného HDP v minulém čtvrtletí

na vysvětlovanou proměnnou růstu HDP. Mezi růstem reálného HDP a determinanty indexu spotřebitelských cen a úrokových sazeb nebyl potvrzen statisticky významný lineární vztah.

Nevýhodou použité regresní analýzy může být nezachycení zpoždění ekonomických determinant. Obecně je vliv měnové politiky na růst reálného HDP hodnocen jako krátkodobý, ve vyspělých zemích však trvá přibližně rok, než mají kroky centrální banky větší dopad na HDP. Tato skutečnost může být taktéž příčinou statistické nevýznamnosti některých použitých vysvětlujících proměnných. To je motivací k dalšímu výzkumu v oblasti kvantitativního uvolňování, kdy ověření její účinnosti na růst HDP může být cílem další analýzy zkoumané jinou metodou.

Seznam použité literatury

Odborné knihy

ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.

HANČLOVÁ, Jana, 2012. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-7431-088-1.

HAUSKEN, Kjell. a Mthuli NCUBE, 2013. *Quantitative easing and its impact in the US, Japan, the UK and Europe*. New York: Springer. ISBN 978-1-4614-9645-8.

JÍLEK, Josef, 2013. *Finance v globální ekonomice*. Praha: Grada. Finanční trhy a instituce. ISBN 978-80-247-4516-9.

KLIKOVÁ, Christiana a Igor KOTLÁN, 2012. *Hospodářská politika*. 3. vyd. Ostrava: Institut vzdělávání Sokrates. ISBN 80-86572-76-5.

KOTLÁN, Igor a kol., 2011. *Aplikovaná hospodářská politika*. Ostrava: Institut vzdělávání Sokrates. ISBN 80-86572-01-03.

KRISHNAMURTHY, Arvind a Annette VISSING-JORGENSEN, 2011. *The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates* [online]. Working paper no. 17555 [cit. 20.2.2018]. DOI 10.3386/w17555.

KUBÁTOVÁ, Květa, 2016. *Fiskální a monetární politika po velké recesi*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2016. ISBN 978-80-7380-605-7.

REVENDA, Zbyněk, 2011. *Centrální bankovníctví*. 3. aktualiz. vyd. Praha: Management Press. ISBN 978-80-7261-230-7.

REVENDA, Zbyněk a kol, 2014. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 5. aktualiz. vyd. Praha: Management Press. ISBN 978-80-7261-279-6.

TICHÁ, Michaela a kol., 2013. *Průvodce psaním závěrečných prací: (nejenom pro ekonomy)*. Ostrava: Institut vzdělávání Sokrates. ISBN 978-80-86572-77-2.

Články v odborných časopisech

BERNARDO, Giovanni a Josh RYAN-COLLINS, Richard A. WERNER, 2013. UK reconsidered: the real economy effects of monetary policy in the UK, 190-2012 – an empirical analysis [online]. *GB Centre for Banking, Finance and Sustainable Development* [cit. 21.2.2018]. Dostupné na: <http://www.southampton.ac.uk/c...eries.page>

BREEDON, Francis, Jagjit S. CHADHA a Alex WATERS, 2012. The financial market impact of UK quantitative easing [online]. *Oxford Review of Economic Policy*, s. 702-728, [cit. 10.3.2018]. Dostupné na: https://www.bis.org/publ/bppdf/bisap65p_rh.pdf

DE SANTIS, A. Roberto, 2016. Impact of the Asset Purchase Programme on Euro Area Government bond Yields Using Market News [online]. *European Central Bank*, Working paper no. 1939, [cit. 21.2.2018]. Dostupné na: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1939.en.pdf?712abb4a54132af89260d47385ade9ef>

GAMBETTI, Luca a Alberto MUSSO, 2017. The macroeconomic impact of the ECB's expanded asset purchase programme (APP) [online]. *European Central Bank*, Working paper no. 2075, [cit. 21.2.2018]. Dostupné na: <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp.2075.en.pdf?b4cbbd6fdbec00f78c66a83b422de6e7>

HALDANE, Andrew a kol., 2016. QE: story so far. *The Economic Journal*, Working paper no. 624. BoE – Bank of England [cit. 8.1.2018]. ISSN 1749-9135.

HAYASHI, Fumio a Junko KOEDA, 2014. Exiting from QE [online]. *Center for Advanced Research in Finance*, Working paper no. 19938 [cit. 21.2.2018]. Dostupné na: <http://www.nber.org/papers/w19938>

HENRIKE, Michaelis a Sebastian WATZKA, 2014. Are there Differences in the Effectiveness of Quantitative Easing in Japan over Time? [online]. *Munich Discussion*, Working paper no. 2014-35 [cit. 21.2.2018]. Dostupné na: <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:bvb:19-epub-21087-7>

JOYCE, A. S. Michael a Ana LASAOSA, Ibrahim STEVENS, Matthew TONG, 2011. The Financial Market Impact of Quantitative Easing in the United Kingdom. *IJCB – International Journal of Central Banking*. ISSN: 1815-4654.

KAPETANIOS, George a Haroon MUMTAZ, Ibrahim STEVENS, Konstantinos THEODORIS, 2012. Assessing the Economy-Wide Effects of Quantitative Easing [online]. *The Economic Journal*, vol. 122(564), Working paper no. 443. BoE – Bank of England. ISSN 1468-0297

SHEA, Paul a Yanying SHENG, Michael VARNER, 2017. Estimating the Effects of Quantitative Easing on the Real Economy [online]. *Bates college* [cit. 21.2.2018]. Dostupné na: <http://paulshea.com/wp-content/uploads/2013/06/qe-bad.pdf>

SCHENKELBERG Heike a Sebastian WATZKA, 2011. Real Effects of Quantitative Easing at the Zero Lower Bound: Structural VAR-Based Evidence from Japan [online]. *Journal of International Money and Finance* [cit. 20.2.2018]. DOI 10.1016/j.jimonfin.2012.11.020

YANG Zihui a Yinggang ZHOU, 2016. Quantitative Easing and Volatility Spillovers Across Countries and Asset Classes [online]. *Management science* [cit. 20.2.2018]. DOI 10.1287/mnsc.2015.2305

Elektronické zdroje

BANK OF ENGLAND. *BoE: Bank Rate maintained at 0.50%* [online]. Bank of England [cit. 8.4. 2018]. Dostupné na: <https://www.bankofengland.co.uk/monetary-policy-summary-and-minutes/2018/march-2018>

BANK OF ENGLAND. *BoE: Further details about M0 data* [online]. Bank of England [cit. 10.12. 2018]. Dostupné na: <http://webarchive.nationalarchives.gov.uk/20111203074349/http://www.bankofengland.co.uk/statistics/ms/articles/artjun06.pdf>

BANK OF ENGLAND. *BoE: Interactive Database: LPMAVAA; LPMBL22* [online]. Bank of England [cit. 12.2.2017]. Dostupné na: <http://www.bankofengland.co.uk/boeapps/iadb/FromShowColumns.asp?Travel=NIx&SearchText=LPMBL22,LPMAVAA,LPMAVAB,LPMAVAG,LPMBL23,LPMBL24,LPMBL25,LPMBL27,LPMVQUT,LPMVQUU>

BANK OF ENGLAND. *BoE: Interactive Database: LPQAUYN* [online]. Bank of England [cit. 12.2.2017]. Dostupné na: <https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/data-base/fromshowcolumns.asp?Travel=NIxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=1998&TD=31&TM=Dec&TY=2017&FNY=&CSVF=TT&C=1ER&Filter=N&html.x=138&html.y=21>

BANK OF ENGLAND. *BoE: Monetary policy* [online]. Bank of England [cit. 10.12.2017]. Dostupné na: <https://www.bankofengland.co.uk/monetary-policy>

BBC, 2015. *Libor: What is it and why does it matter?* [online]. BBC [cit. 13.1.2018]. Dostupné na: <http://www.bbc.com/news/business-19199683>

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *ČNB: Nekonvenční měnová politika vybraných centrálních bank* [online]. Česká národní banka [cit. 6.3.2018]. Dostupné na: https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2009/2009_III/boxy_a_prilohy/zoi_III_2009_box_I.html

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *ČNB: Intervence: pojistka proti deflaci a recesi* [online]. Česká národní banka [cit. 10.3.2018]. Dostupné na: https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/verejnost/pro_media/konference_projevy/vystoupeni_projevy/download/tomsik_20131210_mzv.pdf

EVROPSKÁ CENTRÁLNÍ BANKA. *ECB: Asset purchase programmes* [online]. European Central bank [cit. 9.4. 2018]. Dostupné na: <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implementation/omt/html/index.en.html>

EVROPSKÁ CENTRÁLNÍ BANKA. *ECB: Co je to signalizace měnové politiky?* [online]. European Central bank [cit. 6.3.2018]. Dostupné na: https://www.ecb.europa.eu/explainers/tell-me/html/what-is-forward_guidance.cs.html

EVROPSKÁ CENTRÁLNÍ BANKA. *ECB: Co je inflace?* [online]. European Central bank [cit. 21.2.2018]. Dostupné na: <https://www.ecb.europa.eu/ecb/educational/hicp/html/index.cs.html>

EVROPSKÝ PARLAMENT, 2015. *Kvantitativní uvolňování: v čem spočívá a čeho s ním chce ECB dosáhnout?* [online]. Zpravodajství - Evropský parlament [cit. 23.2.2018]. Dostupné na: <http://www.europarl.europa.eu/news/cs/headlines/eu-affairs/20150320STO36308/kvantitativni-uvolnovani-v-cem-spojiva-a-ceho-s-nim-chce-ecb-dosahnout>

EXPRESS, 2018. *Funding for Lending scheme: How does it work?* [online]. Express newspapers [cit. 21.2.2018]. Dostupné na: <https://www.express.co.uk/finance/personalfinance/911166/funding-for-lending-scheme-bank-of-england>

FEDERAL RESERVE BANK OF ST. LOUIS. *FRED: 3-Month London interbank offered Rate (LIBOR), based on British Pound* [online]. FRED [cit. 12.2.2018]. Dostupné na: <https://fred.stlouisfed.org/series/GBP3MTD156N>

FEDERAL RESERVE BANK OF ST. LOUIS. *FRED: TED Spread* [online]. FRED [cit. 12.2.2018]. Dostupné na: <https://fred.stlouisfed.org/series/TEDRATE>

FINANCE.CZ, 2017. *Všechno má svou cenu – věci, služby i peníze* [online]. Mladá fronta [cit. 6.3.2018]. Dostupné na: <https://www.finance.cz/488387-cena-penez-minusove-uroky/>

FINANCE MAGNATES, 2017. *Is This the End of the Bank of England's Quantitative Easing Programme?* [online]. Finance Magnates [cit. 22.2.2018]. Dostupné na: <https://www.financemagnates.com/institutional-forex/bloggers/end-bank-englands-quantitative-easing-programme/>

LONDON STOCK EXCHANGE, 2013. *FTSE* [online]. London Stock Exchange plc. [cit. 5.4. 2018]. Dostupné na: <http://www.londonstockexchange.com/traders-and-brokers/private-investors/private-investors/stock-markets/ftse/ftse.htm>

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. *OECD: Currency exchange rates* [online]. OECD [cit. 12.2.2018]. Dostupné na: <http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=168>

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. *OECD: Gross domestic product - LNBQRSA: National currency, chained volume estimates, national reference year, quarterly levels, seasonally adjusted* [online]. OECD [cit. 12.2.2018]. Dostupné na: <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=QNA>

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. *OECD: Long-term interest rates, Per cent per annum* [online]. OECD [cit. 12.2.2018]. Dostupné na: <http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=86>

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT.
OECD: Narrow money (M1) [online]. OECD [cit. 12.2.2018]. Dostupné na: <https://data.oecd.org/money/narrow-money-m1.htm>

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT.
OECD: Relative consumer price indices [online]. OECD [cit. 12.2.2018]. Dostupné na: <http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=168>

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT.
OECD: Share prices [online]. OECD [cit. 12.2.2018]. Dostupné na: <http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=84>

POLITICS.CO.UK, 2012. *Quantitative Easing* [online]. Politics.co.uk [cit. 22.2.2018]. Dostupné na: <http://www.politics.co.uk/reference/quantitative-easing>

REUTERS, 2017. *BOJ Governor Kuroda Pledges to stick with quantitative easing* [online]. Reuters.com [cit. 23.2.2018]. Dostupné na: <https://www.reuters.com/article/us-japan-economy-kuroda/boj-governor-kuroda-pledges-to-stick-with-quantitative-easing-idUSKBN1CF020>

ŠVIHLÍKOVÁ, Ilona, 2016. *Ilona Švihlíková: Abenomika selhává. Co nahradí tři šípy* [online]. Mladá fronta a. s. [cit. 21.2.2018]. Dostupné na: <https://www.euro.cz/blogy/ilona-svihlikova-abenomika-selhava-co-nahradi-tri-sipy-1302889>

THE BALANCE, 2017. *What is Quantitative Easing? Definition and Explanation QE* [online]. The balance [cit. 23.2.2018]. Dostupné na: <https://www.thebalance.com/what-is-quantitative-easing-definition-and-explanation-3305881>

THE GUARDIAN, 2015. *Quantitative easing around the world: lessons from Japan, UK and US* [online]. The Guardian news [cit. 20.2.2018]. Dostupné na: <https://www.theguardian.com/business/2015/jan/22/quantitative-easing-around-the-world-lessons-from-japan-uk-and-us>

Seznam zkratek

ADF	Argumented Dickey-Fuller - rozšířený Dickey-Fullerův test
APF	Asset Purchase Facility - nástroj koupě aktiv
BEAPFF	Asset Purchase Facility Fund Limited Ltd – dceřiná společnost Bank of England
CO	Cochrane-Orcuttova metoda
CPI	Index spotřebitelských cen
D-W	Durbin-Watson
EXR	Směnný kurz GBP/USD
FED	Federální rezervní systém
FLS	Funding for Lending Scheme – systém financování úvěrů
FTSE100	Financial Times Stock Exchange – akciový index
HDP	Hrubý domácí produkt
IR_L	Dlouhodobá úroková sazba – roční výnosy desetiletých státních dluhopisů
LIBOR	London Interbank Offered Rate – londýnská mezibankovní úroková sazba
LIBOR_TED	Úrokové rozpětí 3měsíční úrokové sazby LIBOR a 3měsíční úrokové sazby krátkodobých instrumentů americké vlády
MB	Měnová báze
M1	Měnový agregát M1
M4	Měnový agregát M4
mM4	Multiplikátor měnového agregátu M4
MPC	Monetary Policy Committee – výbor pro měnovou politiku
QE	Quantitative easing – kvantitativní uvolňování

Prohlašuji, že

- jsem byl(a) seznámen(a) s tím, že na mou diplomovou (bakalářskou) práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou (bakalářskou) práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová (bakalářská) práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové (bakalářské) práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové (bakalářské) práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou (bakalářskou) práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 26. 4. 2018



Silvie Obdržálková